



information



formation



recherche



*coopération
internationale*

ÉVALUATION DE L'EXHAUSTIVITÉ DU FICHER DES TUMEURS DU QUÉBEC

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC

ÉVALUATION DE L'EXHAUSTIVITÉ DU FICHER DES TUMEURS DU QUÉBEC

DIRECTION SYSTÈME DE SOINS ET SERVICES

JUIN 2003

AUTEURS

Jacques Brisson, M.D., D. Sc., Unité de recherche en santé des populations, Centre hospitalier affilié universitaire de Québec, Département de médecine sociale et préventive, Université Laval et Institut national de santé publique du Québec

Diane Major, Ph. D., Institut national de santé publique du Québec

Éric Pelletier, M. Sc., Institut national de santé publique du Québec

AVEC LA COLLABORATION DE

Nicole Hébert-Croteau, Institut national de santé publique du Québec

Louis-Paul Rivest, Département de mathématiques, Université Laval

Michel Beaupré, Fichier des tumeurs du Québec, Direction générale de la santé publique, ministère de la Santé et des Services sociaux

Marie Rochette, Centre de coordination de la lutte contre le cancer, Direction générale des affaires médicales et universitaires, ministère de la Santé et des Services sociaux

Linda Côté-Brisson, Centre de coordination de la lutte contre le cancer, Direction générale des affaires médicales et universitaires, ministère de la Santé et des Services sociaux

ARCHIVISTES

Luce Beaulieu, Institut national de santé publique du Québec

Nadia Hébert, Institut national de santé publique du Québec

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier très sincèrement les directeurs des services professionnels, les laboratoires de pathologie et les services des archives des établissements qui ont participé à cette étude pour leur support indéfectible.

Cette étude a été financée par Statistique Canada, avec la participation de la Direction générale de la santé publique et de la Direction générale des affaires médicales et universitaires du ministère de la Santé et des Services sociaux

***Ce document est disponible en version intégrale sur le site Web de l'INSPQ : <http://www.inspq.qc.ca>
Reproduction autorisée à des fins non commerciales à la condition d'en mentionner la source.***

CONCEPTION GRAPHIQUE
MARIE PIER ROY

DOCUMENT DÉPOSÉ À SANTÉCOM ([HTTP://WWW.SANTECOM.QC.CA](http://www.santecom.qc.ca))
COTE : INSPQ-2003-042

DÉPÔT LÉGAL – 4^E TRIMESTRE 2003
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU CANADA
ISBN 2-550-41520-5

©Institut national de santé publique du Québec (2003)

RÉSUMÉ

La qualité d'un fichier des tumeurs comprend quatre composantes principales : l'exhaustivité, la validité des données, la rapidité d'accès à ces données et l'éventail des informations disponibles. L'évaluation de l'exhaustivité de l'enregistrement des nouveaux cas de cancers s'avère donc une activité prioritaire pour tous les fichiers des tumeurs. L'évaluation de l'exhaustivité est particulièrement importante pour le Fichier des tumeurs du Québec qui, contrairement aux autres provinces du Canada, complète son fichier en utilisant essentiellement une seule source de données, soit le fichier MedÉcho. Ce fichier inclut les données pour toutes les chirurgies d'un jour et les hospitalisations dans les hôpitaux de soins de courte durée du Québec. Le but de cette étude est d'estimer l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec quant à l'enregistrement des nouveaux cas de cancers confirmés par histologie en 1996.

La méthode utilisée pour estimer l'exhaustivité est celle du « case-refinding ». Cette méthode consiste à identifier une série de nouveaux cas par revue de rapports de pathologie et ensuite de vérifier si ces cas sont inscrits au Fichier des tumeurs du Québec. L'exhaustivité est mesurée par le pourcentage des nouveaux cas inscrits au Fichier des tumeurs du Québec.

Étaient éligibles tous les nouveaux cas de cancer infiltrants de tous sièges (CIM-9 140-208, sauf le cancer de la peau autre que le mélanome CIM-9 173) diagnostiqués en 1996 parmi les résidents du Québec. Les nouveaux cas de cancer évalués sont ceux confirmés sur pièce histologique examinée en pathologie chez les individus âgés de 20 ans et plus (l'adulte). Chez les individus de moins de 20 ans (les enfants et adolescents), l'étude a été étendue à tous les cancers, qu'ils aient été confirmés par histologie ou non.

Chez les adultes (≥ 20 ans au diagnostic), 963 nouveaux cas de cancer ont été identifiés par revue de rapports de pathologie des hôpitaux et des périodes échantillonnées. Parmi ceux-ci, 886 étaient inscrits au Fichier des tumeurs du Québec pour une exhaustivité brute de 92,0 % (IC à 95 % : 90,3 %-93,7 %). Les cas de mélanome et de cancer de la prostate ont une exhaustivité plus faible, soit 65,4 % et 67,9 % respectivement. Pour les autres sièges de cancer, l'exhaustivité atteint 95,9%.

Chez les jeunes (< 20 ans au diagnostic), sur un total de 210 cas recensés, 203 cas se retrouvaient au Fichier des tumeurs du Québec pour une exhaustivité de 96,7 % (IC à 95 % : 94,2 %-99,1 %).

Vingt-cinq pour cent des cas adultes qui ne se retrouvaient pas au Fichier des tumeurs du Québec (19/77) ont eu une chirurgie d'un jour ou une hospitalisation. Chez les plus jeunes, ce pourcentage est de 71,4 % (5/7).

Bien qu'alimenté par une seule source (le fichier MedÉcho), l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec est élevée atteignant, chez l'adulte, plus de 95% pour la plupart des cancers confirmés par histologie. Par contre, l'exhaustivité est moindre pour certains cas de cancer, comme le cancer de la prostate et du mélanome. Cette réduction de l'exhaustivité

est attribuable principalement à deux facteurs. D'une part, certains cancers, comme le cancer de la prostate et le mélanome, peuvent être diagnostiqués et traités sans aucune hospitalisation ou chirurgie d'un jour. Ne se retrouvant pas dans MedÉcho, ces cas ne peuvent être identifiés par le Fichier des tumeurs avec le système actuel. D'autre part, certains cas de cancers ne se retrouvent pas au Fichier des tumeurs du Québec même s'ils ont eu une chirurgie d'un jour ou une hospitalisation. Ces cas devraient être enregistrés au Fichier des tumeurs du Québec avec le système actuel.

L'amélioration de l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec pourrait se faire par l'optimisation du système actuel d'identification des cas à l'aide de MedÉcho. L'exhaustivité pourrait aussi être améliorée par l'ajout d'autres sources de données. Les Centres de radiothérapie, le fichier des services rémunérés à l'acte de la RAMQ et les laboratoires de pathologie et d'hématologie sont des sources à considérer pour compléter l'identification des nouveaux cas de cancer au Québec qui n'ont aucune chirurgie d'un jour ni d'hospitalisation.

Le Fichier des tumeurs du Québec aurait avantage à évaluer sa performance et viser l'atteinte d'un niveau de qualité lui permettant d'être certifié par la « North American Association of Central Cancer Registries » (NAACCR) non seulement pour l'exhaustivité mais pour l'ensemble des critères requis pour l'obtention de cette certification.

Le Fichier des tumeurs du Québec présente une très bonne exhaustivité pour les nouveaux cas de cancer confirmés en histologie chez les adultes et une excellente exhaustivité chez les jeunes.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	V
INTRODUCTION.....	1
OBJECTIFS.....	3
1 MÉTHODES.....	5
1.1 POPULATION	5
1.2 PLAN D'ÉCHANTILLONNAGE	5
1.2.1 Cas adultes (≥ 20 ans)	5
1.2.2 Cas pédiatriques (< 20 ans)	6
1.3 COLLECTE DES DONNÉES	6
1.4 TRAITEMENT ET ANALYSE DES DONNÉES	7
2 RÉSULTATS	9
2.1 EXHAUSTIVITÉ CHEZ LES ADULTES (≥ 20 ANS)	9
2.2 EXHAUSTIVITÉ CHEZ LES JEUNES (< 20 ANS)	10
3 DISCUSSION.....	11
4 CONCLUSION.....	15
TABLEAUX.....	17
ANNEXE 1	27
ANNEXE 2	31
5 RÉFÉRENCES	35

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Présentation de la méthode d'échantillonnage et du nombre de cas attendu.....	17
Tableau 2	Répartition des cas adultes identifiés, requis et attendus.....	19
Tableau 3	Exhaustivité brute et pondérée, chez les adultes	20
Tableau 4	Exhaustivité par strate d'établissement, chez les adultes	20
Tableau 5	Répartition des cas adultes non-jumelés selon le lieu de prélèvement du spécimen	20
Tableau 6	Répartition des cas adultes non-jumelés selon le siège du cancer et le lieu de prélèvement du spécimen	21
Tableau 7	Exhaustivité par siège de cancer, chez les adultes	21
Tableau 8	Exhaustivité pour le cancer de la prostate et le mélanome et pour les autres cancers, chez les adultes	22
Tableau 9	Exhaustivité par groupe d'âge et par sexe, chez les adultes.....	22
Tableau 10	Exhaustivité par siège de cancer et par sexe, chez les adultes	23
Tableau 11	Exhaustivité chez les enfants et les adolescents.....	23
Tableau 12	Exhaustivité par centre hospitalier, chez les enfants et les adolescents	24
Tableau 13	Répartition des cas non-jumelés selon le lieu de prélèvement du spécimen, chez les enfants et les adolescents	24
Tableau 14	Exhaustivité par siège de cancer, chez les enfants et les adolescents	24
Tableau 15	Exhaustivité par groupe d'âge et par sexe, chez les enfants et les adolescents.....	25
Tableau 16	Exhaustivité par mode de diagnostic, chez les enfants et les adolescents	25
Tableau 17	Pourcentage de confirmation histologique pour certains fichiers des tumeurs nord-américains et différents sièges de cancers, 1991-1995	25

INTRODUCTION

Les fichiers des tumeurs sont des outils essentiels pour la surveillance du cancer^{1,2}. La qualité de ce type de fichier comprend quatre composantes principales : l'exhaustivité, la validité des données, la rapidité d'accès à ces données et l'éventail des informations disponibles³.

L'exhaustivité correspond à la capacité d'un fichier des tumeurs d'identifier et d'enregistrer tous les nouveaux cas de cancer diagnostiqués dans une population. L'exhaustivité peut varier considérablement d'un milieu à l'autre, à cause de variations dans les ressources et les méthodes de collecte des données, ou de variations dans les examens permettant de poser un diagnostic. Une excellente exhaustivité est essentielle pour permettre la production de statistiques exactes et la réalisation d'études valides sur le cancer dans une population. L'évaluation de l'exhaustivité de l'enregistrement des nouveaux cas s'avère donc une activité prioritaire pour tous les fichiers des tumeurs.

L'exhaustivité du fichier des tumeurs est une préoccupation particulièrement importante pour le Québec. En effet, dans les autres provinces du Canada, plusieurs sources sont utilisées pour alimenter les fichiers des tumeurs incluant principalement les rapports de pathologie. Une seule source de données est utilisée pour alimenter le Fichier des tumeurs du Québec, soit le fichier MedÉcho qui contient de l'information de base sur toutes les chirurgies d'un jour et toutes les hospitalisations dans les hôpitaux de courte durée du Québec. Le fait que le Fichier des tumeurs du Québec n'utilise pas les rapports de pathologie soulève la possibilité que certains cancers confirmés en histologie qui représentent la grande majorité des cas de cancers pourraient ne pas être identifiés et inscrits au fichier si le diagnostic et le traitement sont entièrement faits sans hospitalisation ni chirurgie d'un jour.

Statistique Canada a décidé de mettre sur pied et de financer un projet pour évaluer l'exhaustivité des cas de cancers rapportés au Canada. Ce projet est réalisé en collaboration avec quatre fichiers provinciaux de cancers, soit ceux de l'Alberta, du Manitoba, de l'Ontario et du Québec.

Compte tenu de l'importance du Fichier des tumeurs du Québec et des interrogations concernant son exhaustivité, l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) a jugé primordial de participer à ce projet et de quantifier l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec. Puisque la principale préoccupation du fichier québécois concerne l'exhaustivité de l'inscription des nouveaux cas de cancer confirmés par histologie, l'INSPQ s'est penché plus spécifiquement sur l'évaluation de l'exhaustivité de l'enregistrement de ce type de cas.

OBJECTIFS

Cette étude a pour but d'estimer l'exhaustivité de l'enregistrement des nouveaux cas de cancer confirmés par histologie pour l'année 1996. Pour le cancer chez les enfants et les adolescents, l'étude a été étendue aux cancers confirmés par des méthodes autres que l'histologie (principalement en hématologie) à cause de la rareté des cas dans cette partie de la population.

L'étude a aussi pour but de décrire cette exhaustivité selon le siège du cancer, l'âge et le sexe du patient.

1 MÉTHODES

1.1 POPULATION

La méthode utilisée pour estimer l'exhaustivité est celle du « case-refinding ». Selon cette méthode, une série de nouveaux cas de cancers est identifiée par revue de rapports de pathologie. Parmi ces nouveaux cas, ceux qui sont inscrits au Fichier des tumeurs du Québec sont identifiés par jumelage. L'exhaustivité se mesure par la proportion des nouveaux cas retrouvés au Fichier des tumeurs du Québec.

L'étude porte sur les nouveaux cas de cancers adultes (≥ 20 ans) ou pédiatriques (< 20 ans) diagnostiqués en 1996, chez des résidents du Québec. Au début de la collecte des données, le Fichier des tumeurs du Québec était complété jusqu'en 1998. Le choix de l'année 1996 permet donc un délai de deux années pour l'enregistrement au Fichier des tumeurs du Québec suite au diagnostic de cancer.

Chez l'adulte, les nouveaux cas de cancer évalués sont ceux confirmés sur pièce histologique examinée en pathologie ; chez les cas pédiatriques, les nouveaux cas sont ceux confirmés par toutes sources (histologie, hématologie et autres).

L'étude ne porte que sur les tumeurs infiltrantes et inclut tous les sites (CIM-9 140-208), sauf le cancer de peau autre que le mélanome (CIM-9 173).

1.2 PLAN D'ÉCHANTILLONNAGE

En supposant que l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec soit située entre 85 % et 95 %, un échantillon de 1200 cas est nécessaire pour obtenir la précision désirée i.e. un intervalle de confiance à 95 % dont la largeur ne dépasse pas 4 % (Cochran, 1967).

1.2.1 Cas adultes (≥ 20 ans)

Chez les adultes, la collecte de données exige la constitution d'un échantillon aléatoire représentatif des nouveaux cas tout en minimisant le nombre d'établissements à visiter.

Nous disposons, à la base, d'une banque de données comportant la liste des établissements où des cas de cancer ont été diagnostiqués pour l'année 1996, ainsi que le nombre de cas de cancers déclarés dans chacun des établissements pour cette même année. Ceux ayant diagnostiqué moins de 10 cas de cancer et les hôpitaux fermés depuis 1996 ont été exclus de l'étude. Les établissements ont ensuite été répartis en cinq strates selon le nombre de cas rapportés au Fichier des tumeurs du Québec en 1996.

Le Tableau 1 décrit la démarche utilisée pour la constitution de l'échantillon de nouveaux cas étudiés. Dans ce tableau, les établissements sont regroupés en quatre strates selon le nombre de nouveaux cas rapportés au Fichier des tumeurs du Québec en 1996. Pour chaque groupe (strate) d'hôpitaux, le tableau donne d'abord le nombre total de nouveaux cas de cancer rapportés au Fichier des tumeurs du Québec pour l'année 1996. Par exemple, le premier groupe (la première strate) comprend 12 établissements qui ont rapporté le plus grand nombre de cas en 1996 (≥ 800 cas). Collectivement, ces hôpitaux ont vu 12 669 nouveaux cas de cancer ce qui correspond à environ 40 % de l'ensemble des 31 133 nouveaux cas inscrits au Fichier des tumeurs du Québec cette année-là. Le Tableau 1 donne aussi le nombre de cas requis dans chacune des strates. Ce nombre a été fixé à l'avance lors du calcul de taille d'échantillon. Grâce à ces informations, le nombre moyen de cas diagnostiqués mensuellement dans chaque hôpital a pu être estimé. Compte tenu du nombre de cas requis et du nombre mensuel de cas diagnostiqué par établissement, le nombre d'établissements à échantillonner dans chaque strate a été déterminé. Afin d'éviter de multiplier le nombre d'établissements à visiter, la période de temps (mois) à couvrir pouvait varier de 1 à 4 mois selon la strate. Cette stratégie fait en sorte que la répartition des cas, obtenue dans l'échantillonnage, soit similaire à la répartition des cas déclarés au Québec en 1996.

1.2.2 Cas pédiatriques (< 20 ans)

Une sixième strate a été ajoutée pour les trois principaux établissements traitant des cas de cancers pédiatriques au Québec (Tableau 1). Aucun plan d'échantillonnage n'a été développé pour cette strate à cause de la rareté du cancer chez les enfants et les adolescents. Tous les cas, âgés de moins de 20 ans et déclarés en 1996 par ces hôpitaux, ont été inclus dans l'étude.

Les cas de cancers pédiatriques (< 20 ans), retrouvés à la revue des rapports de pathologie des hôpitaux généraux traitant principalement des cas adultes, ont été inclus dans l'estimation de l'exhaustivité pour ce groupe d'âge.

Pour le Centre Hospitalier de l'Université Laval, qui possède une unité pédiatrique spécialisée en cancérologie en plus d'être un hôpital général, les cas ont été divisés en deux groupes selon l'âge des patients au diagnostic (< 20 et ≥ 20 ans). Les cas pédiatriques ont été inclus dans la strate six. Les cas âgés de 20 ans ou plus ont été considérés dans l'analyse de l'exhaustivité chez l'adulte.

1.3 COLLECTE DES DONNÉES

Suite à l'obtention des autorisations de la Commission d'accès à l'information du Québec (CAIQ) et des directeurs des Services professionnels des établissements concernés, deux archivistes agréées, dont l'une avec la certification en oncologie (Certificated in Tumor Registry), spécialement formées pour cette étude, ont visité les 33 établissements échantillonnés pour les cas adultes ainsi que les trois principaux établissements pédiatriques.

Pour les strates 1 à 5, tous les rapports de pathologie des mois échantillonnés étaient revus afin de repérer les rapports de pathologie avec diagnostic de cancer. Pour la strate 6, tous les cas de tumeur maligne ont été repérés grâce à diverses sources (principalement les fichiers de recherche de certains membres du « Pediatric Oncology Group », les dossiers des services d'hématologie et le service des archives). Ainsi, pour les cas pédiatriques des établissements de la strate 6, des efforts étaient faits pour identifier tous les cas de cancers même ceux qui n'avaient pas été confirmés par histologie.

Les données des cas identifiés lors de la revue des rapports de pathologie étaient saisies dans une base de données à l'aide d'un ordinateur portable. L'inscription de ces cas au Fichier des tumeurs du Québec dans les années 1996 à 1998 était ensuite vérifiée sur place par jumelage. Ce jumelage utilisait le numéro d'assurance maladie (NAM), le nom à la naissance, le prénom et le siège du cancer. Le logiciel permettant la saisie des données des cas et le jumelage avec les données du Fichier des tumeurs du Québec avait été développé spécialement pour les besoins de la présente étude.

Pour les cas non retrouvés au Fichier des tumeurs du Québec entre 1996 et 1998, un second jumelage était d'abord fait avec les données du Fichier des tumeurs du Québec des années 1993 à 1995 dans le but d'identifier les cas de récidives.

Pour les cas qui n'ont pas été retrouvés au Fichier des tumeurs du Québec ni en 1996-1998, ni en 1993-1995, une revue du dossier médical était effectuée aux archives de l'établissement afin de déterminer s'il s'agissait bien d'un nouveau cas ou d'une récidive. Cette revue de dossier permettait également de caractériser les nouveaux cas qui ne sont pas été inscrits au Fichier des tumeurs du Québec.

Pour assurer la confidentialité et la sécurité des données en tout temps, l'ordinateur portable ainsi que le contenu du disque rigide étaient sécurisés par l'utilisation d'une carte à puce GemPlus permettant, dans un premier temps, de limiter l'accès à l'ordinateur et, dans un deuxième temps, de chiffrer le disque. L'ordinateur portable avait une clé d'identification numérique permettant la confidentialité des communications, l'intégrité des messages ainsi que la non-répudiation des transactions. Le projet a reçu l'approbation de la Commission d'accès à l'information du Québec (CAIQ).

1.4 TRAITEMENT ET ANALYSE DES DONNÉES

À la fin de le recueil de données complété, les données ont été nettoyées. Quelques cas ont été identifiés plus d'une fois. Ces doublons ont été éliminés.

Les cas de cancers incidents repérés étaient classés en trois catégories : jumelés, non-jumelés et possiblement jumelés. Les cas jumelés correspondent à ceux qui ont été retrouvés au Fichier des tumeurs du Québec avec un NAM, un nom à la naissance, un prénom, un siège du cancer et une date de diagnostic de cancer semblables. Les cas « possiblement jumelés » correspondent à ceux qui ont été retrouvés au Fichier des tumeurs du Québec avec un NAM, un nom à la naissance, un prénom et une date de diagnostic semblables mais qui présentaient des différences dans la morphologie ou la topographie du

cancer. Les cas possiblement jumelés ont été revus par l'équipe du projet afin de leur assigner une catégorie définitive (jumelés ou non-jumelés).

Pour les cas non-jumelés, une recherche plus approfondie avec l'ensemble des données disponibles au Fichier des tumeurs du Québec a été effectuée a posteriori et les mêmes règles ont été suivies par l'équipe de projet pour éliminer les récurrences et assigner une catégorie définitive aux cas restants (jumelés ou non-jumelés).

La formule statistique utilisée pour estimer l'exhaustivité pondérée et l'intervalle de confiance, en tenant compte de notre plan d'échantillonnage, est présentée à l'annexe 1. Cette exhaustivité pondérée peut être comparée à l'exhaustivité brute afin de mesurer l'effet statistique du plan d'échantillonnage.

2 RÉSULTATS

2.1 EXHAUSTIVITÉ CHEZ LES ADULTES (≥ 20 ANS)

Le Tableau 2 présente la répartition de 963 cas de cancer identifiés chez les adultes par rapport aux cas requis et attendus selon les strates du plan d'échantillonnage. Le nombre de cas identifiés est un peu inférieur à celui requis (1 050 cas) ou à celui attendu (1 161 cas).

Parmi les 963 cas, 886 ont jumelés et se trouvent donc au Fichier des tumeurs du Québec pour une exhaustivité brute de 92,0 % (IC à 95 % : 90,3 %-93,7 %) (Tableau 3). Lorsque l'on tient compte de l'effet du plan d'échantillonnage, l'exhaustivité pondérée demeure à 92,0 % et l'intervalle de confiance à 95 % s'étend à peine (IC à 95 % : 90,2 %-93,9 %).

L'exhaustivité varie légèrement selon les strates (Tableau 4). Les hôpitaux qui déclarent annuellement un faible nombre de nouveaux cas de cancer (strate 5 : 10-41 cas en 1996) ont une exhaustivité moindre. Pour les autres strates, l'exhaustivité tend à augmenter lorsque le nombre de cas déclarés diminue.

Le Tableau 5 indique le lieu de prélèvement de l'ensemble des 77 spécimens qui se sont avérés des nouveaux cas de tumeur maligne mais qui n'ont pas été retrouvés dans le Fichier des tumeurs du Québec. On remarque que 75,3 % des cas non-inscrits au Fichier des tumeurs avaient été prélevés en clinique externe ou hors établissement hospitalier et que 24,7 % des cas provenaient de cas traités en chirurgie d'un jour ou hospitalisés.

Ces mêmes 77 cas non-inscrits au Fichier des tumeurs du Québec ont ensuite été répartis selon le siège du cancer et selon le lieu de prélèvement de la pièce histologique (Tableau 6). Cette analyse indique que 30 des 34 cas de cancer de la prostate non-inscrits au fichier provenaient de cliniques externes, tout comme 7 des 9 cas de mélanome.

Le Tableau 7 présente l'exhaustivité par siège de cancer. L'exhaustivité, pour la plupart des sièges, est supérieure à 90 %. Cependant, l'exhaustivité pour les cas de mélanome et de cancer de la prostate est plus faible, soit 65,4 % et 67,9 % respectivement. Pour le cancer de la vessie, l'exhaustivité atteint 86,0 %. Selon les données du Tableau 8, si l'on exclut le mélanome et le cancer de la prostate, l'exhaustivité globale atteint 95,9 % et chacune des strates présente une exhaustivité supérieure à 90 %.

Enfin, l'analyse de l'exhaustivité globale par groupe d'âge et par sexe (pour les cancers non-spécifiques au sexe seulement) ne montre aucune variation statistiquement significative (Tableau 9). Seuls les cas de mélanome ont une exhaustivité différente selon le sexe, soit 84,6 % pour les hommes par rapport à 46,2 % chez les femmes (Tableau 10).

2.2 EXHAUSTIVITÉ CHEZ LES JEUNES (< 20 ANS)

Dans le groupe d'âge moins de 20 ans au diagnostic, 210 nouveaux cas de cancer ont été identifiés dont 203 proviennent des hôpitaux de la strate 6 (hôpitaux pédiatriques) et 7 proviennent des hôpitaux des strates 1-5 (hôpitaux échantillonnés pour le volet adulte de l'étude).

Parmi le total des 210 cas pédiatriques, 203 ont été retrouvés au Fichier des tumeurs du Québec pour une exhaustivité brute de 96,7 % (IC à 95 % : 94,2 %-99,1 %) (Tableau 11). L'exhaustivité ne varie pas selon l'établissement (Tableau 12). Pour les 7 cas de moins de 20 ans identifiés dans les strates 1-5 (hôpitaux généraux largement adultes), tous ont été retrouvés au Fichier des tumeurs du Québec.

Le Tableau 13 nous indique le lieu de prélèvement pour les 7 cas qui se sont avérés des nouveaux cas de tumeurs malignes mais qui n'ont pas été retrouvés dans le Fichier des tumeurs du Québec. On remarque que 71,4 % des cas non-inscrits au fichier (n=5) ont été prélevés lors d'une hospitalisation.

Pour la plupart des sièges de cancer, l'exhaustivité est supérieure à 90 % (Tableau 14). Le cancer de l'œil et celui des glandes endocrines sont les deux seuls sièges qui ont une exhaustivité apparemment plus faible, soit 78,6% et 88,9 % respectivement. Cependant, ces estimés sont basés sur un très petit nombre de cas, les rendant peu fiables statistiquement. L'exhaustivité varie peu ou ne varie pas selon l'âge et le sexe (Tableau 15).

L'exhaustivité semble varier légèrement selon le mode de diagnostic (Tableau 16). Les cas confirmés par histologie, représentant 80 % des cas, ont une exhaustivité de 97,0%. Pour les cas confirmés seulement en hématologie l'exhaustivité est de 100%. Cependant pour les cas confirmés par d'autres moyens, l'exhaustivité est de 82 % mais ces cas ne représentent que 5 % des cas de ce groupe d'âge.

3 DISCUSSION

La présente étude montre que l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec est élevée pour les nouveaux cas confirmés par histologie. Pour ces cas du groupe d'âge de 20 ans et plus, l'exhaustivité globale du Fichier des tumeurs du Québec est de 92 %. Cependant, l'exhaustivité des cas confirmés par histologie varie selon le siège. Notamment, le cancer de la prostate et le mélanome ont une exhaustivité faible (67,9 % et 65,4 % respectivement) alors que pour l'ensemble des autres sièges représentant environ 85% des nouveaux cas, l'exhaustivité est très élevée, 95,9 % collectivement. Pour le groupe d'âge de moins de 20 ans, l'exhaustivité atteint 96,7 %, que le cancer soit confirmé par histologie ou non.

L'exhaustivité de fichiers des tumeurs observée dans d'autres études sur des cas déclarés entre 1993 et 1996 varie de 89,6 à 97,4 %²⁻⁵. La comparaison entre ces études et la présente recherche doit se faire avec prudence. Ces études portent sur tous les nouveaux cas peu importe s'ils ont été confirmés par histologie ou non. De plus, les sources de données utilisées pour évaluer l'exhaustivité (ex. : revue des rapports de pathologie, des dossiers médicaux ou des certificats de décès) variaient d'une étude à l'autre.

Chez l'adulte, le processus d'échantillonnage avait pour but d'assembler une série représentative de nouveaux cas de cancer diagnostiqués en 1996. Le nombre de cas identifié (n=963) est légèrement inférieur au nombre de cas attendu selon le plan d'échantillonnage (n=1 161). Le nombre inférieur de cas pourrait être dû au fait que le calcul du nombre de cas attendu était basé sur l'ensemble des cas déclarés au Fichier des tumeurs du Québec, tous modes de confirmation diagnostique confondus, alors que seuls les cas confirmés par histologie étaient retenus chez l'adulte. En 1996, parmi les nouveaux cas dont le mode de diagnostic était connu, 82,4 % avaient été confirmés par histologie. Les 963 cas identifiés chez l'adulte, correspondent justement à 82,9 % des 1 161 cas attendus. La cohérence de ces chiffres suggère que le processus d'échantillonnage utilisé dans la présente étude a relativement bien fonctionné.

Chez l'enfant et l'adolescent, la série de cas était tirée essentiellement des trois principaux hôpitaux pédiatriques du Québec postulant que presque tous les cas pédiatriques y étaient vus dans l'année suivant le diagnostic. En 1996, le Fichier des tumeurs du Québec a répertorié 203 nouveaux cas de cancer chez les enfants de moins de 15 ans et 94 chez les 15-19 ans. Chez les moins de 15 ans, nous avons identifié 182 cas, ce qui équivaut à 89,7 % des 203 cas inscrits au Fichier des tumeurs pour ce groupe d'âge en 1996. L'exhaustivité estimée à partir de notre série de cas s'applique donc à la très grande majorité des nouveaux cas de moins de 15 ans diagnostiqués au Québec. Pour les 15-19 ans, ce pourcentage est plus faible (29,8 %) probablement parce que ces cas s'apparentent davantage aux cas adultes et sont souvent traités dans les hôpitaux généraux, autres que les hôpitaux pédiatriques. Bien que le nombre de cas de moins de 15 ans et de 15-19 ans identifiés dans les hôpitaux généraux soit faible (n=7), l'exhaustivité de 100% observée pour ces quelques cas est rassurante.

En ce qui concerne l'exhaustivité, la principale critique faite au Fichier des tumeurs du Québec est qu'il n'utilise pas les rapports de pathologie pour identifier les nouveaux cas de cancer. À ce chapitre, la présente étude est surtout rassurante. Les résultats démontrent que l'ajout des rapports de pathologie comme source de cas au Fichier des tumeurs du Québec améliorerait peu l'exhaustivité pour la plupart des cancers incluant le cancer du poumon, le cancer du sein et celui du colon. Ces résultats sont rassurants quant à la validité des statistiques québécoises d'incidence et de survie pour ces sièges de cancer. Les résultats sont également encourageants pour les chercheurs qui voudraient utiliser le Fichier des tumeurs du Québec pour des études sur ces cancers. L'excellente exhaustivité pour la majorité des cancers confirmés par histologie ne devrait pas être trop surprenante. Pour presque tous les cancers, la période d'investigation diagnostique, de caractérisation de la maladie et de traitement initiale est intensive. Le virage ambulatoire permet de réaliser une grande partie des tests et traitements en externe. Cependant, il est encore relativement rare que toutes les investigations et tous les traitements initiaux puissent se faire sans au moins une brève hospitalisation ou une chirurgie d'un jour pour la grande majorité des cancers.

Par ailleurs, nos résultats démontrent tout de même que l'exhaustivité est plus faible pour ce qui est du cancer de la prostate et du mélanome. La problématique de la faible exhaustivité pour le mélanome était déjà connue. À cette problématique s'ajoute maintenant celle du cancer de la prostate, un siège fréquent de cancer chez l'homme. Le cancer de la prostate est perçu comme un cancer qui évolue souvent lentement et qui peut parfois être relativement bien traité par de l'hormonothérapie et de la radiothérapie sans même retirer complètement la tumeur primaire. Nos résultats jettent des doutes sur la validité des données d'incidence et de survie pour le cancer de la prostate et le mélanome. L'utilisation des données du Fichier des tumeurs du Québec semble limitée pour faire de la recherche ou pour suivre la lutte au cancer de la prostate et au mélanome.

La présente recherche ne porte que sur les cas confirmés par histologie. Au Québec comme dans plusieurs fichiers, environ 80-85% des cancers ne sont confirmés que par de la cytologie, de la radiologie, ou des examens cliniques (Tableau 17). L'ensemble des fichiers des tumeurs incluant celui du Québec ont des limites quant à l'enregistrement de ces cas. Chez l'enfant, l'exhaustivité atteint 95,1 % pour ce type de cas. Bien qu'encourageant, ce résultat ne reflète peut-être pas la situation chez l'adulte. L'exhaustivité de l'enregistrement des nouveaux cas de cancer qui ne sont pas confirmés par histologie devrait être évaluée.

Certaines mesures pourraient être prises pour améliorer l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec. Premièrement, l'exhaustivité pourrait être améliorée sans même changer son mode actuel d'identification des cas à travers MedÉcho. Notre étude démontre qu'une proportion relativement importante (71,4 % chez les moins de 20 ans ; 24,7 % chez les 20 ans et plus) des cas non-enregistrés au Fichier des tumeurs avaient eu une hospitalisation ou une chirurgie d'un jour. L'échec du système actuel peut avoir eu lieu lors de l'inscription des diagnostics par les médecins sur les formulaires des hôpitaux, lors de la préparation par les archivistes des données pour MedÉcho, au niveau du traitement des données à MedÉcho ou finalement au Fichier des tumeurs du Québec. Un examen des raisons ayant mené à cet échec de l'enregistrement de certains cas permettrait possiblement d'améliorer le système actuel.

Deuxièmement, l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec pourrait être améliorée par un lien avec les laboratoires de pathologie. Les gains d'exhaustivité attendus toucheraient principalement la déclaration des cas de cancer de la prostate et de mélanome qui ne représentent qu'environ 15 % des cancers confirmés par histologie. Cependant, le cancer de la prostate étant fréquent chez l'homme, le gain en exhaustivité serait important pour le suivi de la lutte au cancer dans cette partie de la population. L'informatisation de plusieurs laboratoires de pathologie est maintenant en cours. Cette informatisation permet d'envisager la possibilité de faire des liens entre les laboratoires de pathologie et le Fichier des tumeurs par informatique ce qui devrait réduire considérablement les coûts.

Troisièmement, l'exhaustivité de l'enregistrement des nouveaux cas confirmés par histologie mais aussi de ceux qui ne sont pas confirmés par histologie pourrait être améliorée par l'utilisation de sources de données nouvelles, telles les données des centres de radiothérapie, le fichier des services rémunérés à l'acte de la RAMQ, les laboratoires d'hématologie. L'utilisation de ces nouvelles sources pourrait permettre l'amélioration de l'exhaustivité de l'enregistrement du cancer de la prostate et du mélanome mais aussi de celle des sièges de cancer, comme le cancer du poumon et de la leucémie, qui fréquemment n'ont pas de confirmation histologique. La contribution potentielle de ces liens à l'amélioration de l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec, la faisabilité d'établir de tels liens et les coûts associés méritent d'être examinés.

Enfin, selon nos résultats, l'exhaustivité est plus faible dans les établissements ayant déclarés les plus petits volumes de cas en 1996 (strate 5). Tous les établissements de ce groupe font analyser leurs spécimens dans d'autres établissements ayant des pathologistes à leur service. Il est possible que ceci complique le travail du personnel de ces petits hôpitaux. Par contre, la moitié des établissements de la strate 4 qui procèdent de la même façon, ne sont pas statistiquement différents des autres établissements de cette même strate qui ont des pathologistes analysant eux-mêmes leurs spécimens. D'ailleurs, la strate 4 a obtenu la meilleure exhaustivité. Les raisons expliquant la plus faible exhaustivité observée dans les petits hôpitaux devraient être étudiées plus à fond et des solutions mises en place.

Les efforts d'amélioration du Fichier des tumeurs du Québec ne doivent pas porter seulement sur l'exhaustivité d'autant plus que la présente étude suggère que l'exhaustivité actuelle paraît bonne. Premièrement, le Fichier des tumeurs du Québec a un problème de retard dans la mise à jour des données. Avec le système actuel, le Fichier des tumeurs devrait être pratiquement complet avec un retard d'au plus 12 mois. En ce milieu de juin 2003, seules les données de 1999 sont disponibles (un retard de 29 mois en ce qui concerne les cas du début de l'an 2000). Deuxièmement, la validité des données qui sont maintenant présentes au Fichier des tumeurs du Québec a aussi besoin d'être évaluée. Dans une étude de 270 cas portant sur la validité des données du fichier de l'année 1992, la validité des données semblait généralement bonne mais celles concernant la morphologie des cancers, la date de diagnostic et le lieu de résidence semblait plus limitée⁷. Une étude plus approfondie et plus récente de la validité des données du Fichier des tumeurs du Québec aiderait à mieux cibler les mesures à adopter pour l'améliorer. Finalement, l'éventail de données disponible pour chaque cas de cancer inscrit au Fichier des tumeurs du Québec est maintenant très limité. Cet éventail doit être élargi. La priorité devrait aller à l'intégration

du stade. Les Fichiers des tumeurs du réseau SEER américain contient des données sur le stade depuis plus de 20 ans. La plupart des fichiers des tumeurs au Canada et en Europe ont maintenant les données sur le stade ou font des efforts majeurs pour obtenir ces données. Le stade est une variable cruciale pour suivre l'évolution de la survie au cancer un indicateur clé servant à mesurer l'impact de l'amélioration des traitements un aspects important de la lutte contre le cancer.

La « North American Association of Central Cancer Registries » (NAACCR) à laquelle le Québec et l'ensemble des fichiers des tumeurs canadiens appartiennent a des critères de certification qui couvre les volets de base de la qualité de tels fichiers (annexe 2). L'exhaustivité représente l'un des ces critères, mais il serait souhaitable que le Fichier des tumeurs du Québec évalue sa performance et vise l'atteinte d'un niveau de qualité suffisant, non seulement pour l'exhaustivité mais pour l'ensemble des critères requis pour être certifié par la NAACCR le plus rapidement possible.

4 CONCLUSION

Bien que le Fichier des tumeurs du Québec ne soit pas alimenté par les laboratoires de pathologie, l'exhaustivité globale de l'identification des nouveaux cas adultes confirmés par histologie pour l'année 1996 est de 92,0 % (IC à 95 % : 90,3 %-93,7 %). L'exhaustivité varie selon le siège du cancer. L'exhaustivité pour les cancers de la prostate et du mélanome est relativement faible (67,9 % et 65,4 %, respectivement), alors que celle des autres cancers chez les adultes atteint 95,9 %.

L'exhaustivité est de 96,7 % chez les moins de 20 ans et ce peu importe que le cancer soit confirmé par histologie ou non.

L'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec pourrait être améliorée par l'utilisation de données autre que MedÉcho tels les fichiers des centres de radiothérapie, le fichier des services rémunérés à l'acte de la RAMQ et possiblement les données des laboratoires de pathologie et d'hématologie.

En ce qui concerne l'exhaustivité mais aussi les autres volets de qualité, il serait souhaitable que le Fichier des tumeurs du Québec évalue sa situation par rapport à l'ensemble des critères requis pour être certifié par la « North American Association of Central Cancer Registries » (NAACCR), apporte les correctifs nécessaires et vise l'atteinte d'une performance suffisante pour l'obtention de la certification le plus rapidement possible.

TABLEAUX

Tableau 1 Présentation de la méthode d'échantillonnage et du nombre de cas attendu

Strate	Nbre annuel de cas	Nbre d'éta.*	Nbre de cas	%	Nbre de cas requis	Moyenne de cas par mois	Nbre d'éta.* retenu	Nbre de mois retenu	Nbre de cas attendu
1	≥ 800	12	12 669	40,7	350	88	4	1	352
2	300-799	25	12 790	41,1	350	43	9	1	384
3	150-299	15	3 209	10,3	175	18	6	2	214
4	42-149	24	2 001	6,4	131	7	6	4	167
5	10-41	18	464	1,5	44	2	7	3	45
Sous-total	≥ 10	94	31 133	100	1 050		32		1 161
Pédiatrie		3			200		3	12	200
Total		97			1 250		35		1 361

* éta. = établissements

Tableau 2 Répartition des cas adultes identifiés, requis et attendus

Strate	Nbre annuel de cas	Hôpitaux échantillonnés	Cas identifiés	Cas requis	Cas attendus
1	≥ 800	4	375	350	352
2	300-799	9	300	350	384
3	150-299	7	146	175	214
4	42-149	6	92	131	167
5	10-41	7	50	44	45
Total	≥ 10	33	963	1050	1 161

Tableau 3 Exhaustivité brute et pondérée, chez les adultes

Cas non-jumelés	77
Cas jumelés	886
Total	963

Exhaustivité brute : **92,0** % [IC à 95 % : 90,3-93,7]

Exhaustivité pondérée : **92,0** % [IC à 95 % : 90,2-93,9]

Tableau 4 Exhaustivité par strate d'établissement, chez les adultes

Strate	Nbre annuel de cas	n	Exhaustivité (%)
1	≥ 800	375	90,9
2	300-799	300	91,7
3	150-299	146	95,9
4	42-149	92	96,7
5	10-41	50	82,0
Total	≥ 10	963	92,0

Tableau 5 Répartition des cas adultes non-jumelés selon le lieu de prélèvement du spécimen

Lieu de prélèvement	n	%
Clinique externe	54	70,1
Chirurgie d'un jour	7	9,1
Hospitalisation	12	15,6
Hors établissement	4	5,2
Total	77	100,0

Tableau 6 Répartition des cas adultes non-jumelés selon le siège du cancer et le lieu de prélèvement du spécimen

Siège	Lieu de prélèvement				Total
	Clinique externe	Chirurgie d'un jour	Hospitalisation	Hors établissement	
Poumon	2	0	1	0	3
Sein	1	0	1	0	2
Prostate	30	2	1	1	34
Colorectal	2	0	3	0	5
Lymphome	3	2	0	1	6
Vessie	3	2	1	0	6
Mélanome	7	1	0	1	9
Oral	1	0	0	0	1
Autres	5	0	5	1	11

Tableau 7 Exhaustivité par siège de cancer, chez les adultes

Siège du cancer	n	Exhaustivité (%)
Poumon	103	97,1
Sein	160	98,8
Prostate	106	67,9
Colorectal	173	97,1
Lymphome	64	90,6
Vessie	43	86,0
Rein	15	93,3
Mélanome	26	65,4
Leucémie	9	100,0
Utérus	46	100,0
Pancréas	8	100,0
Oral	31	96,8
Estomac	34	94,1
Col de l'utérus	16	100,0
Autres	129	93,8

Tableau 8 Exhaustivité pour le cancer de la prostate et le mélanome et pour les autres cancers, chez les adultes

Strate	Cancer de la prostate et mélanome		Autres cancers	
	n	Exhaustivité (%)	n	Exhaustivité (%)
1	60	68,3	315	95,2
2	39	69,2	261	95,0
3	14	71,4	132	98,5
4	10	80,0	82	98,8
5	9	33,3	41	92,7
Total	132	67,4	831	95,9

Tableau 9 Exhaustivité par groupe d'âge et par sexe, chez les adultes

		n	Exhaustivité (%)
Âge	20-49 ans	157	92,4
	50-59 ans	174	94,8
	60-69 ans	286	90,9
	70-79 ans	257	93,0
	≥ 80 ans	89	86,5
Sexe*	Masculin	391	93,9
	Féminin	222	92,3

* cancers non-spécifiques au sexe seulement

Tableau 10 Exhaustivité par siège de cancer et par sexe, chez les adultes

Siège	Hommes		Femmes	
	n	Exhaustivité (%)	n	Exhaustivité (%)
Poumon	70	95,7	33	100,0
Sein	-	-	160	98,8
Prostate	106	67,9	-	-
Colorectal	100	95,0	73	100,0
Lymphome	38	94,7	26	84,6
Vessie	32	87,5	11	81,8
Rein	9	100,0	6	83,3
Mélanome	13	84,6	13	46,2
Leucémie	6	100,0	3	100,0
Utérus	-	-	46	100,0
Pancréas	5	100,0	3	100,0
Oral	20	95,0	11	100,0
Estomac	27	92,6	7	100,0
Autres	76	93,4	69	95,7

Tableau 11 Exhaustivité chez les enfants et les adolescents

Cas non-jumelés	7
Cas jumelés	203
Total	210

Exhaustivité : 96,7 % [IC à 95 % : 94,2-99,1]

Tableau 12 Exhaustivité par centre hospitalier, chez les enfants et les adolescents

Centre	n	Exhaustivité (%)
A	117	96,6
B	43	95,4
C	43	97,7
Autres	7	100,0
Total	210	96,7

* Les centres hospitaliers A, B et C représentent les hôpitaux pédiatriques (strate 6) et la catégorie « Autres » correspond aux hôpitaux des strates 1-5 où des cas de moins de 20 ans ont été identifiés.

Tableau 13 Répartition des cas non-jumelés selon le lieu de prélèvement du spécimen, chez les enfants et les adolescents

Lieu de prélèvement	n	%
Hospitalisation	5	71,4
Hors établissement	2	28,6
Total	7	100,0

Tableau 14 Exhaustivité par siège de cancer, chez les enfants et les adolescents

Siège du cancer	n	Exhaustivité (%)
Leucémie	65	100,0
Encéphale	38	94,7
Lymphome	29	100,0
Os et tissu conjonctif	27	96,3
Oeil	14	78,6
Organes urinaires	7	100,0
Organes digestifs	6	100,0
Appareil respiratoire	5	100,0
Organes génitaux	6	100,0
Glandes endocrines	9	88,9
Autres	4	100,0
Total	210	95,7

Tableau 15 Exhaustivité par groupe d'âge et par sexe, chez les enfants et les adolescents

		n	Exhaustivité (%)
Âge	< 1 an	19	94,7
	1 à 4 ans	65	96,9
	5 à 9 ans	48	95,8
	10 à 14 ans	50	96,0
	15 à 19 ans	28	100,0
Sexe*	Masculin	116	97,4
	Féminin	88	95,5

* cancers non-spécifiques au sexe seulement

Tableau 16 Exhaustivité par mode de diagnostic, chez les enfants et les adolescents

Mode de diagnostic	n	Exhaustivité (%)
Histopathologie	169	97,0
Hématologie	30	100,0
Non-spécifié	11	81,8

Tableau 17 Pourcentage de confirmation histologique pour certains registres des cancers nord-américains et différents sièges de cancers, 1991-1995

	Poumon	Sein	Prostate	Colorectal	Mélanome	LNH
Alberta	87,9	98,2	95,0	95,1	100,0	97,4
Manitoba	75,9	94,3	95,0	90,7	99,4	91,5
Ontario	74,2	94,6	90,8	88,1	95,5	86,8
Québec*	77,2	96,7	91,5	92,7	95,9	90,0
Connecticut	91,5	98,1	97,1	97,2	99,6	97,1
San Francisco	90,2	98,6	96,4	96,8	99,6	95,3

* mode de diagnostic non-spécifié exclus

ANNEXE 1

Effet du plan d'échantillonnage

Notation :

N_h = # hôpitaux dans la strate h

n_h = # hôpitaux sélectionnés dans la strate h

M_{hi} = # total de dossiers disponibles dans l'hôpital (h,i), le ième de la strate h

m_{hi} = # dossiers examinés dans l'hôpital (h,i)

y_{hi} = # tumeurs non rapportées parmi les m_{hi} dossiers examinés dans l'hôpital (h,i)

$p_{hi} = y_{hi}/m_{hi}$ = fraction des tumeurs non rapportées pour l'hôpital (h,i)

Note : Dans les formules qui suivent, les sommes portent sur les 5 strates de l'étude (h va de 1 à 5) et dans chaque strate sur les n_h hôpitaux échantillonnés (i va de 1 à n_h).

1-Formules pour l'estimation naïve qui ne tiennent pas compte du plan d'échantillonnage

$$\text{Taux de non déclaration } \hat{p}_n = \frac{\sum_{h,i} y_{hi}}{\sum_{h,i} m_{hi}} ; \quad \text{Estimation de variance } v(\hat{p}_n) = \frac{\hat{p}_n(1-\hat{p}_n)}{\sum_{h,i} m_{hi}}$$

2- Formules conformes au plan d'échantillonnage

(Échantillonnage stratifié à deux degrés voir Cochran p. 305 équation 11.30)

$$\text{Taux de non déclaration } \hat{p}_d = \frac{\sum_h N_h \sum_i p_{hi} M_{hi} / n_h}{\sum_h N_h \sum_i M_{hi} / n_h}$$

et sa variance,

$$v(\hat{p}_d) = \frac{1}{\left(\sum_h N_h \sum_i M_{hi} / n_h \right)^2} \sum_h N_h^2 \left\{ \frac{(1-f_h)}{n_h} \sum_i \frac{(z_{hi} - \bar{z}_h)^2}{n_h - 1} + f_h \sum_i \frac{M_{hi}^2 (1-f_{hi}) p_{hi} (1-p_{hi})}{n_h^2 m_{hi}} \right\}$$

où $z_{hi} = M_{hi}(p_{hi} - \hat{p}_d)$;

$f_h = n_h/N_h$ est la fraction d'échantillonnage dans la strate h ;

$f_{hi} = m_{hi}/M_{hi}$ est la fraction d'échantillonnage dans l'hôpital (h,i).

ANNEXE 2

Critères et normes requis pour l'obtention de la certification de North American Association of Central Cancer Registries (NAACCR).

Criteria and Standards for NAACCR Certification		
<i>Criteria Evaluated for Each Diagnosis Year</i>		
Criterion	Certificate Standard	Error Tolerance
1. <i>Completeness</i>	>=90% Silver	-1.0
	>=95% Gold	-1.0
2. <i>Passing EDITS</i>	>=97% Silver	-0.4
	100% Gold	0
3. <i>DCOs</i>	<=5% Silver	0.4
	<=3% Gold	0.4
4. <i>Timeliness</i>	within 23 months: Silver	
	within 23 months: Gold	
5. <i>Duplicate Reports</i>	<=2/1,000 Silver	0.4
	<=1,000 Gold	0.4
6. <i>Missing Data Fields -</i> <i>Sex, Age, County</i>	<=3% Silver	0.4
	<=2% Gold	0.4
<i>Race</i>	<=5% Silver	0.4
	<=3% Gold	0.4

source : <http://www.naacr.org/>

* NAACCR : North American Association of Central Cancer Registries

5 RÉFÉRENCES

1. Jensen AR, Overgaard J, Storm HH. Validity of breast cancer in the Danish Cancer Registry. A study based on clinical records from one county in Denmark. *Eur J Cancer Prev* 2002 Aug ;11(4):359-364
2. Parkin DM, Wabinga H, Nambooz S. Completeness in an African cancer registry. *Cancer Causes Control* 2001 Feb ;12(2) :147-152
3. Dickinson HO, Salotti JA, Birch PJ, Reid MM, Malcolm A, Parker L. How complete and accurate are cancer registrations notified by the National Health Service Central Register for England and Wales? *J Epidemiol Community Health* 2001 Jun ;55(6):414-422
4. Kim DS, Lee MS, Kim DH, Bae JM, Shin MH, Lee CM, Koo HW, Kang W, Ahn YO. Evaluation of the completeness of cancer case ascertainment in the Seoul male cohort study: application of the capture-recapture method. *J Epidemiol* 1999 Jun;9(3):146-154
5. Crocetti E, Miccinesi G, Paci E, Zappa M. An application of the two-source capture-recapture method to estimate the completeness of the Tuscany Cancer Registry, Italy. *Eur J Cancer Prev* 2001 Oct;10(5):417-423
6. Inoue M, Tajima K, Inuzuka K, Tominaga S. The estimation of cancer incidence in Aichi Prefecture, Japan: use of degree of completeness of registration. *J Epidemiol* 1998 Mar;8(1):60-6
7. Christen A, Brisson J. Étude canadienne de surveillance sur le cancer et l'environnement : projet pilote concernant le Fichier des Tumeurs du Québec. Santé Canada, Ottawa, 1994 (http://www.uresp.ulaval.ca/article.php3?id_article=77)



information



formation



recherche



*coopération
internationale*

STRATÉGIE D'INVITATION ET TAUX DE PARTICIPATION À LA MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE

PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN (PQDCS) 1998-2000

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC

STRATÉGIE D'INVITATION ET
TAUX DE PARTICIPATION À LA
MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE

PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE
DU CANCER DU SEIN (PQDCS) 1998-2000

DIRECTION DES SYSTÈMES DE SOINS ET SERVICES

JANVIER 2003

AUTEURS

Sonia Jean, M.Sc.

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Diane Major, Ph.D.

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Louise Rochette, M.Sc.

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Jacques Brisson, M.D., D.Sc.

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

*Ce document est disponible en version intégrale sur le site Web de l'INSPQ : <http://www.inspq.qc.ca>
Reproduction autorisée à des fins non commerciales à la condition d'en mentionner la source.*

CONCEPTION GRAPHIQUE
MARIE PIER ROY

DOCUMENT DÉPOSÉ À SANTÉCOM ([HTTP://WWW.SANTECOM.QC.CA](http://www.santecom.qc.ca))
COTE : INSPQ-2003-027

DÉPÔT LÉGAL – 2^e TRIMESTRE 2003
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU CANADA
ISBN 2-550-41127-7

©Institut national de santé publique du Québec (2003)

AVANT-PROPOS

En raison de son mandat concernant le Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS), l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) assume des fonctions qui se répartissent en trois grands volets : un volet « Pilotage national du système d'information du PQDCS (SI-PQDCS) », un volet « Assistance conseil et soutien au PQDCS » et un volet « Évaluation du PQDCS ».

Dans le cadre du volet « Évaluation du PQDCS », l'INSPQ a la responsabilité de produire les principaux indicateurs énoncés dans le cadre de référence du PQDCS, de collaborer à la production du rapport annuel d'activités du programme et de faire de la recherche évaluative directement ou par l'entremise de projets spéciaux.

Ce rapport présente les analyses d'un projet spécial, inclus dans le plan de travail du volet « Évaluation du PQDCS », pour l'année 2002. Il s'intéresse à l'influence de la stratégie d'invitation, utilisée dans le cadre du PQDCS, sur le taux de participation à la mammographie de dépistage.

RÉSUMÉ

Dans le cadre du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS), la stratégie d'invitation, utilisée dans le but de favoriser la participation à la mammographie de dépistage chez les femmes de la population cible (50-69 ans), consiste à envoyer une lettre personnalisée d'invitation. Cette lettre peut être suivie d'une lettre de relance si aucune mammographie de dépistage n'est effectuée dans un délai de deux mois. La présente étude vise à évaluer l'influence de cette stratégie d'invitation sur le taux de participation à la mammographie de dépistage.

Le système d'information du PQDCS a permis d'obtenir les informations nécessaires à cette analyse. Entre mai 1998 et juin 2000, une lettre personnalisée d'invitation, suivie ou non d'une lettre de relance, fut envoyée à une cohorte de femmes résidant dans onze régions de la province de Québec. Le taux mensuel observé de mammographies de dépistage faisant suite à l'envoi de la lettre personnalisée d'invitation a été calculé pour les femmes de cette cohorte. Le taux mensuel attendu de mammographies de dépistage a été estimé en s'appuyant sur l'étude d'une population de femmes de 50 à 69 ans, éligibles au PQDCS, n'ayant pas reçu la lettre personnalisée d'invitation.

Comparativement aux taux attendus de mammographies de dépistage, les taux observés ont augmenté substantiellement suite à l'envoi de la lettre personnalisée d'invitation, avec deux pics, l'un entre le premier et le deuxième mois et l'autre entre le troisième et le quatrième mois. À ces deux moments, les rapports des taux observés aux taux attendus sont respectivement de 3,05 et 2,23. De plus, l'augmentation du taux de mammographies est observée jusqu'à dix mois suivant l'envoi de la lettre personnalisée d'invitation. Selon le modèle de Cox, le rapport ajusté pour l'âge et la région des taux observés de mammographies de dépistage aux taux attendus, dans les douze mois suivant l'envoi de la lettre personnalisée d'invitation, est de 2,10 (IC 95% : 2,07, 2,12).

Douze mois après l'envoi de la lettre d'invitation, 30 % des femmes ont subi une mammographie de dépistage comparativement à 20 % en l'absence de lettre. Le rapport des pourcentages cumulatifs est égal à 1,49, mais varie de 1,40 à 1,76 selon l'âge, le maximum étant atteint pour le groupe d'âge de 65-69 ans. Ce rapport varie également d'une région à l'autre : un minimum de 1,35 pour la région de Montréal-Centre et un maximum de 3,08 pour la région de l'Outaouais.

La lettre personnalisée d'invitation, suivie ou non d'une lettre de relance, s'est révélée être une stratégie efficace pour augmenter la participation à la mammographie de dépistage dans le cadre du PQDCS, pour tous les groupes d'âge et pour toutes les régions.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX.....	IV
LISTE DES FIGURES	IV
1. INTRODUCTION	1
2. MÉTHODES	3
2.1. Population à l'étude.....	3
2.2. Sources de données et variables	3
2.3. Analyses statistiques.....	4
3. RÉSULTATS	6
4. DISCUSSION	11
5. CONCLUSION.....	13
6. BIBLIOGRAPHIE	14

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Date de début des activités de dépistage selon les régions.....	3
Tableau 2	Rapport des taux bruts de mammographies de dépistage selon l'âge et la région.....	8
Tableau 3	Rapport des pourcentages cumulatifs à douze mois selon l'âge et la région.....	10

LISTE DES FIGURES

Figure 1	Taux mensuels de mammographies de dépistage depuis le début du programme pour les femmes n'ayant pas reçu la lettre personnalisée d'invitation, 1998-2000.....	6
Figure 2	Taux mensuels observés de mammographies de dépistage depuis l'envoi de la lettre d'invitation et taux attendus, 1998-2000.....	7
Figure 3	Pourcentages cumulatifs de mammographies de dépistage observés et attendus, 1998-2000.....	9

1. INTRODUCTION

Au Québec, le cancer du sein demeure une des principales causes de décès par cancer. Selon les récentes recommandations du U.S. Preventive Services Task Force, les données probantes démontrent que le dépistage par la mammographie constitue un moyen efficace de réduire la mortalité par cancer du sein chez les femmes de 50 à 69 ans [1]. La détection précoce du cancer du sein permet d'offrir aux femmes, atteintes du cancer du sein, des traitements plus efficaces et moins agressifs, tout en assurant une meilleure chance de survie. C'est pourquoi au Québec, comme dans plusieurs autres milieux, l'implantation d'un programme de dépistage du cancer du sein fait partie des priorités nationales de santé publique. Deux conditions essentielles doivent, cependant, être respectées pour qu'un programme de dépistage puisse réduire, de façon significative, la mortalité par cancer du sein. Premièrement, il doit offrir des services de haute qualité et, deuxièmement, atteindre un taux de participation élevé (au moins 70 %). Sur ce dernier point, la stratégie d'invitation joue un rôle primordial.

Les premières activités du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) ont débuté en mai 1998. La population visée par ce programme est celle des femmes âgées de 50 à 69 ans et la mammographie de dépistage devrait être répétée tous les deux ans.

Dans le cadre du PQDCS, la stratégie d'invitation, utilisée pour favoriser la participation à la mammographie de dépistage, consiste à envoyer une lettre personnalisée invitant la femme à venir passer une mammographie de dépistage. Cette lettre peut être suivie d'une lettre de relance si aucune mammographie de dépistage n'est effectuée au cours d'une période de deux mois suivant l'envoi de la première lettre. Le Centre de coordination des services régionaux (CCSR) de chacune des régions sociosanitaires du Québec est responsable de l'envoi de ces lettres. Avec l'autorisation de la Commission d'accès à l'information du Québec, le CCSR reçoit de l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) une liste réunissant les informations relatives à la population admissible, extraite du fichier de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ). Ces informations, dont la mise à jour est effectuée tous les six mois, contiennent les coordonnées des femmes de sa région, éligibles à la mammographie de dépistage, ainsi que la langue de correspondance de leur choix. Grâce à cette liste, le CCSR leur envoie la lettre personnalisée et la lettre de relance, s'il y a lieu, signées par le médecin responsable du programme ou par le directeur de santé publique. Cette lettre tient lieu de prescription médicale. Une femme n'ayant pas encore reçu la lettre personnalisée d'invitation a également accès à la mammographie de dépistage, si elle se présente avec une prescription de son médecin.

Une méta-analyse portant sur les stratégies d'invitation dans le but de favoriser la participation au dépistage a été publiée en 2001 dans *The Cochrane Library* [2]. Cette étude regroupe les essais randomisés qui comparent des groupes de femmes visées par une stratégie d'invitation à des groupes de femmes sans intervention. Tous ces essais randomisés ont été effectués au niveau de la population ou dans le cadre de programmes de dépistage. Les résultats de cette étude démontrent que l'envoi d'une lettre personnalisée d'invitation est un moyen efficace permettant d'augmenter le taux de participation à la mammographie de dépistage dans les douze mois suivant l'envoi de la lettre.

L'objectif de l'étude est d'évaluer si, dans le cadre du PQDCS, l'envoi d'une lettre d'invitation personnalisée influence le taux de participation à la mammographie de dépistage dans les douze mois suivant l'envoi de la lettre, comme le suggèrent les essais randomisés.

2. MÉTHODES

2.1. Population à l'étude

Cette étude porte sur l'ensemble des femmes éligibles au PQDCS, pour la période allant de mai 1998 jusqu'à la fin de juin 2000. Seules les femmes, provenant des régions où l'implantation du PQDCS a commencé avant le 30 juin 1999, ont été incluses pour s'assurer que douze mois s'étaient bien écoulés depuis le démarrage (722 791 femmes). Le tableau 1 présente la date de début des activités de dépistage dans les onze régions retenues.

Tableau 1
Date de début des activités de dépistage selon les régions

Région	Date de début des activités de dépistage	Nombre de mois de suivi dans l'étude
03 Québec	13 mai 1998	25,5
04 Mauricie et Centre-du-Québec	26 octobre 1998	20
05 Estrie	25 mai 1998	25
06 Montréal-Centre	13 octobre 1998	20,5
07 Outaouais	22 juin 1998	24
08 Abitibi-Témiscamingue	2 juin 1999	13
12 Chaudière-Appalaches	19 mai 1998	25
13 Laval	14 septembre 1998	21,5
14 Lanaudière	21 octobre 1998	20
15 Laurentides	1 ^{er} mai 1999	13
16 Montérégie	15 septembre 1998	21,5

De plus, parmi les femmes auxquelles une lettre personnalisée d'invitation fut envoyée au cours de la période visée par cette étude, ont été exclues celles dont la lettre fut retournée par la poste (N=4 627), celles dont le décès fut signifié (N=6 819) et celles ayant subi une mammographie de dépistage à une date antérieure à celle de l'envoi de la lettre d'invitation (N=7 458).

2.2. Sources de données et variables

Les fichiers, utilisés dans cette étude, proviennent du système d'information du PQDCS (SI-PQDCS). Au 30 juin 2000, trois fichiers étaient ainsi extraits : le fichier regroupant les femmes admissibles de la RAMQ, le fichier utilisé par les CCSR concernant leur suivi et le fichier contenant les données de dépistage. Toutes ces informations sont dépersonnalisées.

Les principales variables utilisées sont le numéro d'identification unique de la femme, sa date de naissance, sa région de résidence, la date de début des activités de dépistage dans chaque région, la date de l'envoi de la lettre personnalisée, la date de la mammographie de dépistage, le code de décès et le code de retour postal.

2.3. Analyses statistiques

Afin d'évaluer l'influence de la stratégie d'invitation utilisée dans le cadre du PQDCS, deux mesures ont été retenues : le taux mensuel de mammographies de dépistage et le pourcentage cumulatif à douze mois. Ces mesures, calculées parmi les femmes ayant reçu une lettre personnalisée d'invitation, sont ensuite comparées aux mêmes mesures pour les femmes n'ayant pas encore reçu de lettre.

Dans un premier temps, le taux mensuel de mammographies de dépistage est calculé pour les femmes ayant reçu une lettre d'invitation, ce taux est appelé le « taux observé ». Il correspond au nombre de femmes ayant subi une mammographie de dépistage au cours d'une période (qu'elles aient accepté ou non de participer au PQDCS) par rapport aux personnes-temps cumulées, dans cette même période, parmi l'ensemble des femmes ayant reçu une lettre personnalisée d'invitation. Par exemple, si 120 femmes ont reçu une lettre d'invitation et que dans le mois suivant l'envoi de la lettre, 4 d'entre elles subissent une mammographie de dépistage, le taux mensuel observé est alors de 3,3 pour 100 femmes-mois. Les personnes-temps de suivi correspondent au nombre de mois écoulés entre la date d'envoi de la lettre personnalisée d'invitation et la date du plus précoce des événements suivants :

- la femme a passé une mammographie de dépistage (événement d'intérêt) ;
- la femme a atteint l'âge de 70 ans (censure) ;
- la femme n'a passé aucune mammographie de dépistage pendant les douze mois de suivi (censure) ;
- le 30 juin 2000, date de fin d'étude, si la femme a moins de douze mois de suivi (censure).

Dans un deuxième temps, le taux mensuel de mammographies de dépistage est calculé pour les femmes n'ayant pas reçu de lettre personnalisée d'invitation, ce taux est appelé le « taux attendu ». Il correspond au nombre de femmes ayant subi une mammographie de dépistage au cours d'une période (qu'elles aient accepté ou non de participer au PQDCS) par rapport aux personnes-temps cumulées durant cette même période pour l'ensemble des femmes éligibles à la mammographie de dépistage mais qui n'ont pas encore reçu de lettre d'invitation. Il faut noter, ici, que les femmes ayant reçu une lettre d'invitation contribuent au calcul du « taux attendu » pour la période allant de leur date d'inclusion dans le programme jusqu'à la date d'impression de la lettre personnalisée d'invitation. Dans le calcul du taux attendu, les personnes-temps de suivi correspondent au nombre de mois écoulés entre la date d'inclusion d'une femme dans le programme (date de démarrage du PQDCS dans la région ou date à laquelle la femme atteint l'âge de 50 ans) et la date du plus précoce des événements suivants :

- la femme a passé une mammographie de dépistage (événement d'intérêt) ;
- la femme a atteint l'âge de 70 ans (censure) ;
- l'envoi par le CCSR d'une lettre personnalisée d'invitation (censure) ;
- le 30 juin 2000, date de fin d'étude (censure).

Dans le groupe n'ayant pas reçu de lettre d'invitation, le taux mensuel de mammographies devrait être constant dans le temps, puisqu'aucune stratégie d'invitation n'a été utilisée. Puisque l'implantation du PQDCS s'est effectuée progressivement dans chaque région, le taux de mammographies de dépistage augmente graduellement durant les quatre premiers mois de cette implantation, puis se stabilise. Le calcul du taux attendu de mammographies de dépistage correspond à la moyenne pondérée des taux mensuels de mammographies pour la période allant du cinquième au vingtième mois après l'implantation du programme.

Le modèle de Cox avec variables dépendantes du temps (le fait d'avoir reçu ou non la lettre personnalisée d'invitation) a été utilisé pour calculer le rapport des taux observés aux taux attendus, ajusté pour l'âge et la région.

Quant aux pourcentages cumulatifs, ils ont été calculés grâce à la méthode de Kaplan-Meier. Cette méthode d'analyse de survie permet d'estimer la proportion de femmes qui auront subi une mammographie de dépistage après un certain délai, parmi les femmes qui ont reçu une lettre d'invitation (pourcentage cumulatif observé) et parmi les femmes qui n'ont pas reçu de lettre (pourcentage cumulatif attendu). Le rapport entre le pourcentage cumulatif observé et le pourcentage attendu de femmes ayant passé une mammographie de dépistage dans les douze mois suivant l'envoi de la lettre d'invitation a aussi été calculé.

3. RÉSULTATS

La figure 1 présente les taux mensuels de mammographies de dépistage pour le groupe de femmes n'ayant pas encore reçu la lettre d'invitation. Ce taux est faible pendant les premiers mois et il se stabilise par la suite. Le taux attendu retenu correspond à la moyenne pondérée des taux mensuels du cinquième au vingtième mois, soit 2,03 par 100 femmes-mois. Le taux attendu varie avec l'âge et la région.

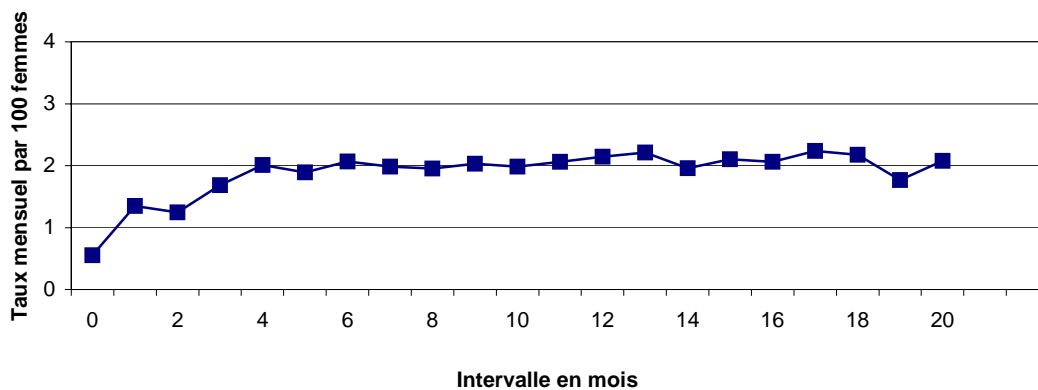


Figure 1
Taux mensuels de mammographies de dépistage depuis le début du programme pour les femmes n'ayant pas reçu la lettre personnalisée d'invitation, 1998-2000

La figure 2 compare les taux mensuels de mammographies de dépistage observés suite à l'envoi de la lettre par rapport aux taux attendus. On observe que, comparativement aux taux attendus de mammographies de dépistage, les taux observés ont substantiellement augmenté suite à l'envoi de la lettre, avec deux pics, l'un entre le premier et le deuxième mois et l'autre entre le troisième et le quatrième mois. À ces deux moments, les rapports des taux observés aux taux attendus sont respectivement de 3,05 et 2,23. Les taux observés de mammographies sont supérieurs aux taux attendus jusqu'au dixième mois suivant l'envoi de la lettre personnalisée d'invitation.

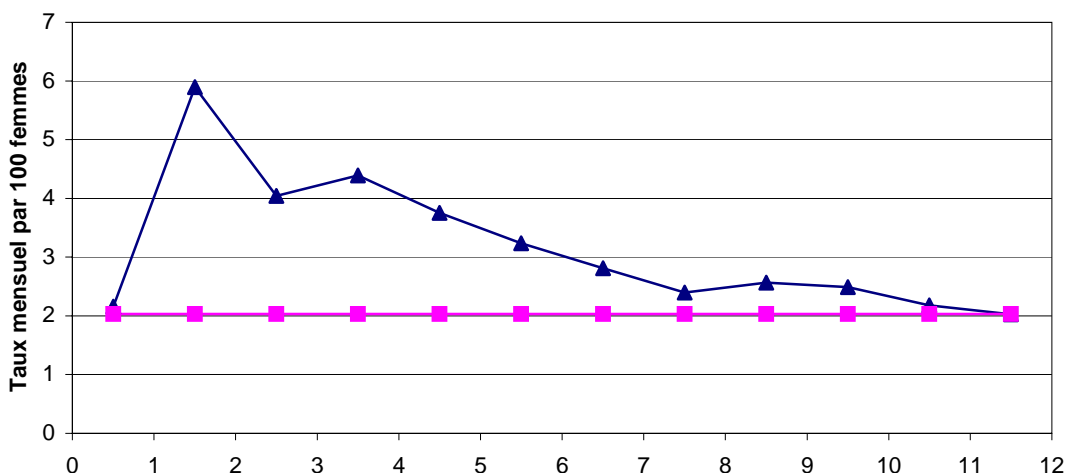


Figure 2
Taux mensuels observés de mammographies de dépistage
depuis l'envoi de la lettre d'invitation et taux attendus, 1998-2000

Le tableau 2 présente le nombre de personnes-temps et le nombre de mammographies de dépistage pour les femmes ayant reçu ou non une lettre d'invitation, ainsi que le rapport des taux bruts. Le taux observé de mammographies de dépistage pour toute la période, dans les douze mois suivant l'envoi de la lettre d'invitation, est de 3,4 par 100 femmes-mois, alors que le taux attendu se chiffre à 2,0 par 100 femmes-mois. Le rapport de ces deux taux bruts est de 1,69. Ce rapport varie avec l'âge, de 1,52 chez le groupe des 55-59 ans à 1,94 chez le groupe des 65-69 ans. Le rapport des taux bruts varie également d'une région à l'autre : un minimum de 1,41 pour la région de Montréal-Centre et un maximum de 3,64 pour la région de l'Outaouais.

Tableau 2
Rapport des taux bruts de mammographies de dépistage selon l'âge et la région

Groupe d'âge / Région	Femmes ayant reçu une lettre d'invitation		Femmes n'ayant pas reçu de lettre d'invitation		Rapport des taux bruts de mammographies de dépistage (IC 95%)
	Personnes-temps (mois)	Nombre de mammographies de dépistage	Personnes-temps (mois)	Nombre de mammographies de dépistage	
Total	3 045 506	103 607	5 501 619	110 795	1,69 (1,68-1,70)
Groupe d'âge					
50 à 54 ans	815 990	32 015	2 390 286	51 151	1,83 (1,80-1,85)
55 à 59 ans	800 244	26 514	1 299 906	28 246	1,52 (1,49-1,55)
60 à 64 ans	605 540	21 286	1 238 305	22 891	1,90 (1,86-1,94)
65 à 69 ans	823 732	23 792	573 122	8 507	1,94 (1,89-1,99)
Région					
03 Québec	360 342	15 327	639 687	14 121	1,93 (1,89-1,97)
04 Mauricie et Centre-du-Québec	151 613	5 778	502 122	10 491	1,82 (1,76-1,88)
05 Estrie	153 403	8 524	206 880	5 080	2,26 (2,18-2,33)
06 Montréal-Centre	1 293 165	30 272	1 259 191	20 878	1,41 (1,38-1,43)
07 Outaouais	130 635	4 986	282 384	2 960	3,64 (3,48-3,81)
08 Abitibi-Témiscamingue	13 541	899	87 106	2 045	2,83 (2,61-3,06)
12 Chaudière-Appalaches	204 617	10 706	280 067	7 279	2,01 (1,95-2,07)
13 Laval	242 992	7 798	208 906	4 437	1,51 (1,45-1,57)
14 Lanaudière	98 582	3 699	351 072	8 451	1,56 (1,50-1,62)
15 Laurentides	37 276	1 299	314 854	5 430	2,02 (1,90-2,14)
16 Montérégie	359 340	14 319	1 369 350	29 623	1,84 (1,80-1,88)

En utilisant le modèle de Cox, les rapports, non ajustés et ajustés pour l'âge et la région, des taux observés aux taux attendus de mammographies de dépistage dans les douze mois suivant l'envoi de la lettre personnalisée d'invitation sont respectivement de 1,78 (IC 95% : 1,76, 1,80) et de 2,10 (IC 95% : 2,07, 2,12). Selon ce dernier modèle, l'envoi d'une lettre d'invitation fait doubler le taux de participation à la mammographie de dépistage.

Le pourcentage cumulatif de femmes ayant passé une mammographie est de 30,2 % douze mois après l'envoi de la lettre d'invitation. Cette proportion atteint 20,2 % chez celles n'ayant pas reçu de lettre. La figure 3 illustre les pourcentages cumulatifs à partir de la date d'envoi de la lettre jusqu'à douze mois. Le rapport entre le pourcentage cumulatif observé et celui attendu à douze mois est égal à 1,49 (voir le tableau 3). Il appert que la stratégie d'invitation augmente le pourcentage cumulatif à douze mois de 49 %. Les rapports des pourcentages cumulatifs observés aux pourcentages attendus varient de 1,40 à 1,76 selon l'âge, le maximum étant atteint pour le groupe d'âge des 65-69 ans. Ces rapports varient également d'une région à l'autre : un minimum de 1,35 pour la région de Montréal-Centre et un maximum de 3,08 pour la région de l'Outaouais.

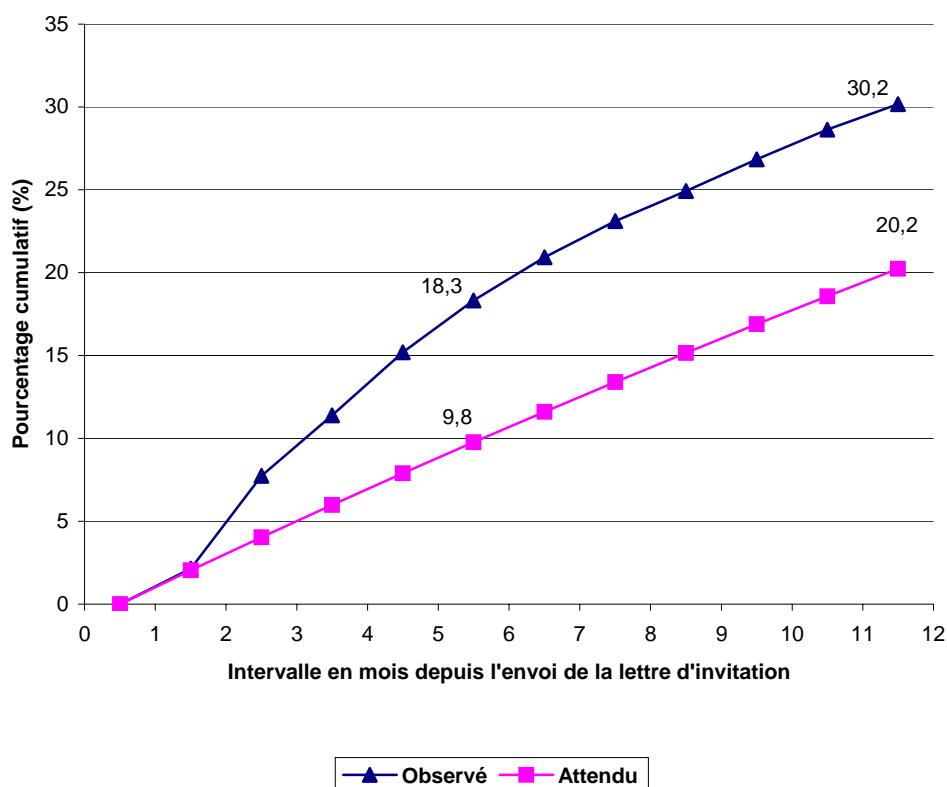


Figure 3
Pourcentages cumulatifs de mammographies de dépistage observés et attendus, 1998-2000

Tableau 3
Rapport des pourcentages cumulatifs à douze mois selon l'âge et la région

Groupe d'âge / Région	Pourcentage cumulatif à douze mois (%)		Rapport des pourcentages cumulatifs (O/A)
	Observé (O)	Attendu (A)	
Total	30,2	20,2	1,49
Groupe d'âge			
50 à 54 ans	33,1	21,4	1,55
55 à 59 ans	30,3	21,7	1,40
60 à 64 ans	30,7	18,5	1,66
65 à 69 ans	26,9	15,3	1,76
Région			
03 Québec	35,2	22,0	1,60
04 Mauricie et Centre-du-Québec	34,5	20,9	1,65
05 Estrie	43,7	24,2	1,81
06 Montréal-Centre	22,9	16,9	1,35
07 Outaouais	33,9	11,0	3,08
08 Abitibi-Témiscamingue	39,2	23,3	1,68
12 Chaudière-Appalaches	41,4	25,4	1,62
13 Laval	29,2	21,2	1,38
14 Lanaudière	33,4	23,8	1,40
15 Laurentides	23,1	17,6	1,31
16 Montérégie	32,7	21,6	1,51

Il est important de signaler que tous les rapports de taux de mammographies et les rapports de pourcentages cumulatifs sont statistiquement significatifs.

4. DISCUSSION

Cette analyse montre que l'envoi d'une lettre personnalisée d'invitation est associé à un accroissement du taux de participation à la mammographie de dépistage. Dans les douze mois suivant l'envoi de la lettre, le rapport ajusté pour l'âge et la région des taux observés de mammographies de dépistage aux taux attendus est de 2,10 (IC 95% : 2,07, 2,12). Le pourcentage cumulatif de femmes ayant subi une mammographie de dépistage est de 30,2 %, douze mois suivant l'envoi de la lettre, alors qu'il est estimé à 20,3 % lorsque la lettre n'a pas été envoyée.

Dans l'ensemble des essais randomisés [2-13], la plupart [2-10], incluant deux méta-analyses, ont montré que la lettre personnalisée d'invitation augmente la participation à la mammographie de dépistage. La présente étude démontre que, dans le cadre du PQDCS, l'envoi d'une lettre personnalisée d'invitation et d'une lettre de relance a eu un effet au moins aussi grand que celui décrit dans les essais randomisés. En effet, dans notre étude, le rapport de cotes non ajusté des pourcentages cumulatifs observés aux pourcentages attendus douze mois après l'envoi de la lettre est de 1,70, ce qui est comparable au rapport de 1,66 (IC 95 % : 1,43, 1,92) obtenu dans la méta-analyse de Bonfill *et al.* [2].

Dans l'estimation du taux attendu de mammographies de dépistage, ont été exclus les taux calculés pour les quatre premiers mois de démarrage du PQDCS dans chacune des régions. Durant ces premiers mois, une femme se présentant avec une prescription médicale de son médecin pouvait être considérée comme ayant passé une mammographie diagnostique au lieu d'une mammographie de dépistage puisque le médecin ne prescrivait pas le type de mammographie. On observe après ces premiers mois que le taux mensuel attendu se stabilise aux environs de 2 pour 100 femmes-mois pour le reste de la période. Ce taux attendu correspond également aux estimés du taux de mammographies de dépistage obtenus à partir du fichier des actes médicaux de la RAMQ avant l'implantation du PQDCS [14].

Les taux observés de mammographies, illustrés à la figure 2, sont particulièrement plus élevés que les taux attendus à deux moments au cours de la période. Le premier pic semble être relié à l'envoi de la lettre d'invitation et survient entre le premier et le deuxième mois suivant l'envoi de la lettre, alors que le deuxième semble être lié à la lettre de relance envoyée au cours des deux mois suivant l'envoi initial.

Cette analyse montre aussi que l'envoi d'une lettre personnalisée d'invitation est associé à un accroissement de la participation à la mammographie de dépistage sur une période de dix à douze mois suivant l'envoi de la lettre pour tous les groupes d'âge et pour toutes les régions. Toutefois, cet accroissement varie selon l'âge et la région de résidence.

Dans l'étude de Turnbull *et al.* [6], les femmes plus âgées répondent davantage à la lettre d'invitation que les femmes plus jeunes, alors que dans l'étude de Irwig *et al.* [5], les femmes plus âgées répondent de façon comparable aux femmes plus jeunes. Dans la présente étude, l'analyse stratifiée selon l'âge de la femme montre que la stratégie d'invitation a davantage

d'influence sur le groupe des 65-69 ans. Ceci peut être dû au fait que les femmes plus âgées consultent davantage pour d'autres raisons et sont donc plus susceptibles de parler avec leur médecin traitant de la réception de la lettre personnalisée d'invitation.

Quant aux variations régionales de l'influence de la lettre d'invitation, elles peuvent être liées à plusieurs facteurs. Par exemple, la formulation de la lettre varie d'une région à l'autre. Certaines formulations peuvent être plus attrayantes que d'autres. L'accessibilité aux services varie également d'une région à l'autre (selon que la région est rurale ou urbaine, selon l'état d'avancement de l'implantation du PQDCS et selon le nombre de centres de dépistage désignés dans la région et le volume de la population de femmes à desservir). La contribution des médecins peut également être un facteur impliqué dans les variations régionales du taux de participation. En effet, la recommandation par le médecin de la femme de passer une mammographie de dépistage est un facteur prédictif signifiant que la femme se soumettra à cet examen [14]. D'autres facteurs peuvent aussi être impliqués dans les variations régionales : la diversité ethnique, la stratégie de recrutement, la stratégie de relance et la publicité faite par le PQDCS.

D'autres facteurs ont été identifiés comme influençant la participation à la mammographie de dépistage. Les femmes ayant consulté leur médecin récemment et celles ayant déjà eu une mammographie de dépistage répondent davantage à la lettre d'invitation [3,5,8,15]. Le fait d'avoir connu, personnellement, quelqu'un qui a développé un cancer est également prédictif de la participation à la mammographie de dépistage [15]. Divers facteurs ont, cependant, été identifiés comme étant associés à une faible participation : avoir une mauvaise santé, être actuellement une fumeuse et demeurer à plus de 45 minutes d'un centre de dépistage [8]. Toutefois, on ne peut pas évaluer l'influence de ces facteurs dans cette étude puisqu'ils ne sont pas colligés dans le cadre du PQDCS.

D'autre part, la lettre personnalisée d'invitation est plus qu'un simple outil de recrutement. Elle est aussi un outil pour gérer la demande de service au regard de la mammographie de dépistage.

5. CONCLUSION

La lettre personnalisée d'invitation, suivie ou non d'une lettre de relance, a été une stratégie efficace pour augmenter la participation à la mammographie de dépistage, dans le cadre du PQDCS. L'ampleur de l'effet de la stratégie observée dans cette étude est comparable aux résultats obtenus dans des essais randomisés [2].

L'influence de la lettre d'invitation pourrait éventuellement être augmentée en améliorant son apparence et sa formulation [16]. L'impact de ces améliorations pourrait être évalué dans le cadre d'essais randomisés. L'influence de la lettre de relance pourrait également être clarifiée. Étant donné le grand nombre de femmes éligibles à la mammographie de dépistage, ces deux types d'études sont facilement réalisables dans les régions.

6. BIBLIOGRAPHIE

1. U.S. Preventive Services Task Force. « Screening for breast cancer: Recommendations and rationale », *Annals of Internal Medicine*, vol. 137, n° 5, septembre 2002, p. 344-346.
2. Bonfill, X., M. Marzo, M. Pladevall, J. Marti et J.I. Emparanza. « Strategies for increasing women participation in community breast cancer screening (Cochrane review) », *The Cochrane Library*, Oxford: Update Software, issue 3, 2001.
3. Mayer, J.A., E.C. Lewis, D.J. Slymen, J. Dullum, H. Kurata, A. Holbrook, J.P. Elder et S.J. Williams. « Patient reminder letters to promote annual mammograms: A randomized controlled trial », *Preventive Medicine*, vol. 31, n° 4, octobre 2000, p. 315-322.
4. Somkin, C.P., R.A. Hiatt, L.B. Hurley, E. Gruskin, L. Ackerson et P. Larson. « The effect of patient and provider reminders on mammography and Papanicolaou smear screening in a large health maintenance organization », *Archives of Internal Medicine*, vol. 157, n° 15, août 1997, p. 1658-1664.
5. Irwig, L., D. Turnbull et M. McMurchie. « A randomised trial of general practitioner-written invitations to encourage attendance at screening mammography », *Community Health Studies*, vol. XIV, n° 4, 1990, p. 357-364.
6. Turnbull, D., L. Irwig et P. Adelson. « A randomised trial of invitations to attend for screening mammography », *Australian Journal of Public Health*, vol. 15, n° 1, mars 1991, p. 33-36.
7. Hurley, S.F., R.M. Huggins, D.J. Jolley et D. Reading. « Recruitment activities and sociodemographic factors that predict attendance at a mammographic screening program », *American Journal of Public Health*, vol. 84, n° 10, octobre 1994, p. 1655-1658.
8. Taplin, S.H., C. Anderman, L. Grothaus, S. Curry et D. Montano. « Using physician correspondence and postcard reminders to promote mammography use », *American Journal of Public Health*, vol. 84, n° 4, avril 1994, p. 571-574.
9. Bankhead, C., S.H. Richards, T.J. Peters, D.J. Sharp, F.D.R. Hobbs, J. Brown, L. Roberts, C. Tydeman, V. Redman, J. Formby, S. Wilson et J. Austoker. « Improving attendance for breast screening among recent non-attenders: A randomised controlled trial of two interventions in primary care », *Journal of Medical Screening*, vol. 8, n° 2, juin 2001, p. 99-105.
10. Wagner T.H. « The effectiveness of mailed patient reminders on mammography screening: A meta-analysis », *American Journal of Preventive Medicine*, vol. 14, n° 1, janvier 1998, p. 64-70.
11. Mohler, P.J. « Enhancing compliance with screening mammography recommendations: A clinical trial in a primary care office », *Family Medicine*, vol. 27, n° 2, février 1995, p. 117-121.

12. Clementz, G.L., J.C. Aldag, T.T. Gladfelter, A.M. Barclay et H.F. Brooks. « A randomized study of cancer screening in a family practice setting using a recall model », *The Journal of Family Practice*, vol. 30, n° 5, mai 1990, p. 537-541.
13. Burack, R.C., P.A. Gimotty, J. George, M.S. Simon, P. Dews et A. Moncrease. « The effect of patient and physician reminders on use of screening mammography in a health maintenance organization », *Cancer*, vol. 78, n° 8, octobre 1996, p. 1708-1721.
14. Haggerty, J., R. Tamblyn, M. Abrahamowicz, M.D. Beaulieu et N. Kishchuk. « Screening mammography referral rates for women ages 50 to 69 years by recently-licensed family physicians: Physician and practice environment correlates », *Preventive Medicine*, vol. 29, n° 5, novembre 1999, p. 391-404.
15. Sutton, S., G. Bickler, J. Sancho-Aldridge et G. Saidi. « Prospective study of predictors of attendance for breast screening in inner London », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 48, n° 1, janvier 1994, p. 65-73.
16. Edwards, P., I. Roberts, M. Clarke, C. DiGiuseppi, S. Pratap, R. Wentz et I. Kwan. « Increasing response rates to postal questionnaires: Systematic review », *British Medical Journal*, vol. 324, n° 7347, mai 2002, p. 1183.



information



formation



recherche



*coopération
internationale*

FACTEURS ASSOCIÉS AUX VARIATIONS DU TAUX DE DÉTECTION

PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE
DU CANCER DU SEIN (PQDCS) 1998-1999

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC

EXTRAIT DE MÉMOIRE

FACTEURS ASSOCIÉS AUX VARIATIONS
DU TAUX DE DÉTECTION

PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE
DU CANCER DU SEIN (PQDCS) 1998-1999

DIRECTION SYSTÈMES DE SOINS ET SERVICES

OCTOBRE 2003

AUTEURS

Isabelle Thériberge, M. Sc.
Direction Systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Diane Major, Ph. D
Direction Systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Nicole Hébert-Croteau, M.D., M.P.H., Ph. D.
Direction Systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Jacques Brisson, M.D., D. Sc.
Direction Systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

AVEC LA COLLABORATION DE

Paul-Marie Bernard
Département de médecine sociale et préventive, Université Laval

André Langlois
Direction Systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Marie-Claude Messely
Direction Systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Éric Pelletier
Direction Systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Extrait du mémoire de maîtrise en épidémiologie d'Isabelle Thériberge intitulé « Taux de détection du cancer du sein et ses déterminants, Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) 1998-1999 » déposé en octobre 2002 à la Faculté de médecine, Université Laval

***Ce document est disponible en version intégrale sur le site Web de l'INSPQ : <http://www.inspq.qc.ca>
Reproduction autorisée à des fins non commerciales à la condition d'en mentionner la source.***

CONCEPTION GRAPHIQUE
MARIE PIER ROY

DOCUMENT DÉPOSÉ À SANTÉCOM ([HTTP://WWW.SANTECOM.QC.CA](http://www.santecom.qc.ca))
COTE : INSPQ-2003-050

DÉPÔT LÉGAL – 4^E TRIMESTRE 2003
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU CANADA
ISBN 2-550-41644-9

©Institut national de santé publique du Québec (2003)

RÉSUMÉ

L'évaluation des programmes de dépistage du cancer du sein se fait à l'aide de certains indicateurs de performance. L'un des indicateurs utilisés par le Programme québécois DE DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN (PQDCS) et par tous les programmes de dépistage est le taux de détection. La présente étude a pour objectif de déterminer les caractéristiques des femmes et des radiologistes qui sont associées aux variations du taux de détection dans le cadre du PQDCS.

À partir du jumelage de trois bases de données (système d'information du PQDCS, MedEcho, RAMQ), 996 femmes avec cancer du sein ont été identifiées parmi les 178 901 femmes asymptomatiques participant au PQDCS en 1998-1999. Les analyses concernant les facteurs associés aux variations du taux de détection portent sur les 996 cas de cancer du sein et un échantillon aléatoire de 35 780 témoins tirés des 177 905 femmes sans cancer du sein.

Le taux de détection pour les vingt premiers mois d'activité du PQDCS est de 5,6 cancers pour 1 000 femmes asymptomatiques. Plusieurs facteurs de risque du cancer du sein, tels que l'âge de la femme, la parité, l'histoire familiale de cancer du sein, l'indice de masse corporelle, la densité du parenchyme mammaire et un antécédent de biopsie au sein sont associés au taux de détection. Par exemple, le taux de détection des femmes avec un indice de masse corporelle égal ou supérieur à 30 kg/m² est deux fois plus élevé que celui des femmes avec un indice de masse corporelle inférieur à 20 kg/m² [RC=2,01 (I.C. 95 % : 1,53-2,64)]. Similairement, les femmes avec densité mammaire entre 50-75 % du sein ont des taux de détection 2,2 fois plus élevés que celles avec densité sur moins de 25 % du sein [RC=2,25 (I.C. 95 % : 1,85-2,73)]. De plus, les femmes sans antécédent de mammographie obtiennent des taux de détection plus élevés que celles avec antécédent de mammographie [RC=1,63 (I.C. 95 % : 1,37-1,94)].

Les caractéristiques personnelles des radiologistes associées au taux de détection sont l'année de l'obtention du permis de pratique et le taux de référence. En effet, les radiologistes de sexe masculin ayant obtenu leur permis en 1980-1989 ont des taux de détection 60 % supérieurs à ceux des radiologistes de sexe masculin ayant obtenu leur permis en 1950-1959 [RC=1,60 (I.C. 95 % : 1,05-2,45)]. Les radiologistes avec des taux de référence égaux ou supérieurs à 20 % ont des taux de détection deux fois plus élevés que les radiologistes dont les taux de référence sont inférieurs à 5 % [RC=2,04 (I.C. 95 % : 1,47-2,81)]. Cependant, une augmentation du taux de référence est aussi associée à une augmentation du taux de faux-positifs. Une telle hausse du taux de faux-positifs voudrait dire plus d'effets néfastes pour les femmes et des coûts supplémentaires pour le système de santé. Il serait préférable d'identifier des moyens d'augmenter le taux de détection sans augmenter le taux de faux-positifs.

Les caractéristiques liées au milieu de travail des radiologistes semblant faire varier le taux de détection sont le volume de lecture des centres de dépistage et le type de centre de dépistage. Les établissements qui réalisent un nombre annuel élevé de mammographies de

dépistage semblent avoir un taux de détection plus élevé même après ajustement pour le taux de référence et pour le profil de la clientèle.

Le taux de détection est un indicateur de performance primordial. Il est important de connaître les facteurs qui y sont associés afin de maximiser le taux de détection et d'accroître la capacité du programme de dépistage de diminuer le taux de mortalité par cancer du sein.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES.....	V
INTRODUCTION.....	1
OBJECTIF	3
1 MÉTHODOLOGIE	5
1.1 POPULATION À L'ÉTUDE.....	5
1.2 CARACTÉRISTIQUES DES FEMMES	5
1.3 CARACTÉRISTIQUES DES RADIOLOGISTES	5
1.3.1 Caractéristiques personnelles	5
1.3.2 Caractéristiques liées au milieu de travail	6
1.4 IDENTIFICATION DES CANCERS DU SEIN	6
1.5 ANALYSE STATISTIQUE	7
2 RÉSULTATS.....	9
2.1 CARACTÉRISTIQUES DES FEMMES	9
2.2 CARACTÉRISTIQUES DES RADIOLOGISTES	9
2.2.1 Caractéristiques personnelles	9
2.2.2 Caractéristiques liées au milieu de travail	10
2.3 TAUX DE DÉTECTION DU CANCER DU SEIN.....	10
2.4 RELATION ENTRE LE TAUX DE DÉTECTION ET LES CARACTÉRISTIQUES DES FEMMES.....	10
2.5 RELATION ENTRE LE TAUX DE DÉTECTION ET LES CARACTÉRISTIQUES DES RADIOLOGISTES.....	11
2.5.1 Caractéristiques personnelles	12
2.5.2 Caractéristiques liées au milieu de travail	12
3 DISCUSSION	13
3.1 CARACTÉRISTIQUES DES FEMMES LIÉES AU TAUX DE DÉTECTION	13
3.2 CARACTÉRISTIQUES DES RADIOLOGISTES LIÉES AU TAUX DE DÉTECTION	15
4 CONCLUSION	19
5 RÉFÉRENCES	33
ANNEXE 1	37
ANNEXE 2	41

LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES

Tableau 1	Répartition des 178 901 participantes selon leurs caractéristiques, PQDCS 1998-1999.....	21
Tableau 2	Répartition des radiologistes et des femmes selon les caractéristiques des radiologistes, PQDCS 1998-1999.....	25
Tableau 3	Taux de détection de cancers du sein selon les caractéristiques des femmes, PQDCS 1998-1999.....	27
Tableau 4	Taux de détection de cancers du sein présumés selon les caractéristiques des radiologistes, PQDCS 1998-1999.....	30
Figure 1	Répartition des femmes, des radiologistes et des cancers du sein en fonction du taux de détection de cancer du sein.....	29

INTRODUCTION

Pour plusieurs femmes, le cancer du sein est synonyme de détresse autant psychologique que physique, de douleur et, malheureusement encore trop souvent, de décès. Le cancer du sein est présentement le type de cancer le plus fréquent chez les femmes du Québec, le plaçant au deuxième rang des causes de mortalité par cancer¹. De plus, comme la population est vieillissante, le nombre de femmes atteintes de cancer du sein risque d'augmenter dans les années futures. Il est donc primordial de mettre sur pied des stratégies afin de contrer cette maladie. Le dépistage à l'aide de la mammographie semble un moyen efficace pour diminuer le taux de mortalité par cancer du sein chez les femmes âgées de 50-69 ans²⁻⁷.

Dans cette optique, le Québec a mis sur pied le Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) qui a démarré en mai 1998. Le PQDCS propose une mammographie bilatérale de dépistage en deux incidences pour chaque sein, à intervalle de deux ans. Le PQDCS cible les femmes asymptomatiques âgées de 50 à 69 ans. Des informations sur l'auto-examen des seins sont fournies par le programme, mais aucun examen clinique des seins n'est offert.

L'un des indicateurs fondamentaux de performance de tous les programmes de dépistage est le taux de détection du cancer du sein⁸⁻¹⁰. Les cancers du sein considérés dans le calcul du taux de détection de tous les programmes canadiens sont les cancers infiltrants (avec ou sans les cancers *in situ*). Le taux de détection du cancer du sein pour un programme de dépistage se situe généralement entre 5,0 et 7,0 cancers détectés pour 1 000 femmes dépistées lors de l'examen initial et entre 2,0 et 4,0 cancers détectés pour 1 000 femmes dépistées lors des examens subséquents¹¹. Le cadre de référence du PQDCS établit les normes à 5,0 cancers détectés pour 1 000 femmes lors du dépistage initial et 3,5 cancers détectés pour 1 000 femmes lors des dépistages subséquents¹².

OBJECTIF

L'objectif de cette recherche est d'évaluer l'association entre le taux de détection et deux types de facteurs; soit les caractéristiques reliées aux femmes dépistées et les caractéristiques concernant les radiologistes qui interprètent les mammographies. Les caractéristiques concernant les radiologistes peuvent être soit des caractéristiques personnelles (sexe, année de l'obtention du permis) ou des caractéristiques liées au milieu de travail.

1 MÉTHODOLOGIE

1.1 Population à l'étude

Dans les 20 premiers mois d'opération du programme, le formulaire de consentement attestant la participation au PQDCS fut signé par 188 756 femmes, incluant 20 697 femmes avec mammographie anormale. Parmi ces 188 756 femmes, 9 855 ont été exclues des analyses pour les raisons suivantes : 334 femmes avec mastectomie antérieure, 8 610 femmes avec des symptômes cliniques aux seins lors de leur mammographie (écoulement n=1 038, masse n=4 751, inversion du mamelon n=2 821), 770 femmes pour lesquelles le numéro d'identification du radiologiste ayant lu la mammographie n'est pas présent ou est invalide et finalement, 141 femmes demeurant dans une région où le programme n'avait pas encore démarré au 31 décembre 1999. Donc, la cohorte disponible pour les analyses des facteurs associés aux variations du taux de détection comprend 178 901 femmes, dont 19 322 femmes ayant reçu un résultat de mammographie anormale. Ces 178 901 femmes ont passé leur mammographie dans 11 régions du Québec et représentent 29,7 % de la population cible des femmes de 50 à 69 ans admissibles au PQDCS à la fin de 1999¹³.

1.2 Caractéristiques des femmes

Les informations concernant différents facteurs de risque associés au cancer du sein ainsi que les antécédents d'interventions reliées aux maladies du sein sont recueillies pour chaque femme au centre de dépistage, à l'aide d'un questionnaire administré par la technologue avant la mammographie. Ces données sont ensuite entrées au système d'information du programme (SI-PQDCS) et entreposées dans une base de données provinciale. Les caractéristiques suivantes des femmes ont été utilisées dans les analyses : l'âge, le nombre d'enfants, l'âge au premier enfant, le statut ménopausique, l'âge à la ménopause, l'histoire familiale de cancer du sein du premier degré (mère, sœur(s), fille(s)), la prise d'hormonothérapie de substitution, l'indice de masse corporelle, la densité du parenchyme mammaire à la mammographie, les antécédents d'intervention aux seins (mammographie, examen clinique, ponction, biopsie, réduction mammaire, prothèse mammaire) et la présence de douleur au sein.

1.3 Caractéristiques des radiologistes

Deux types de caractéristiques des radiologistes sont utilisés lors des analyses, soit les caractéristiques personnelles des radiologistes et les caractéristiques liées à leur milieu de travail.

1.3.1 *Caractéristiques personnelles*

Les caractéristiques personnelles des radiologistes considérées sont : l'année de l'obtention du permis de pratique, le sexe, le taux de référence ainsi que le volume annuel de mammographies de dépistage interprétées.

Le sexe des radiologistes a été recherché dans l'Annuaire médical 1998-1999¹⁴ afin de juger, d'après le prénom, s'il s'agissait d'un homme ou d'une femme. En cas d'incertitude, des

appels téléphoniques à l'Association des radiologistes du Québec ont permis de déterminer le sexe du radiologiste. Le volume de mammographies de dépistage interprété par chaque radiologiste, dans le cadre du PQDCS, a été calculé sur une base annuelle pour tenir compte des différentes dates de début du programme dans chaque région. Par exemple, si un radiologiste pratique dans une région qui s'est jointe au PQDCS en septembre 1998 et qu'il a interprété 1 000 mammographies de dépistage dans un intervalle de 16 mois (soit de septembre 1998 à décembre 1999), son volume annuel est de 750 mammographies de dépistage.

1.3.2 Caractéristiques liées au milieu de travail

Les caractéristiques liées au milieu de travail sont la moyenne du taux de détection des autres radiologistes du même centre de dépistage, le volume annuel de mammographies interprétées dans chaque centre de dépistage, de même que le type d'établissement où le radiologiste pratique.

Si un radiologiste exerce à plusieurs endroits, le centre de dépistage où il a interprété le plus grand nombre de mammographies est considéré comme son centre de dépistage majoritaire. Donc, son taux de détection est comparé au taux de détection moyen de ses collègues dans le même centre de dépistage. Le volume de mammographies du centre de dépistage est également assigné au radiologiste en fonction de son centre de dépistage majoritaire. Le volume de mammographies du centre de dépistage est calculé de la même façon que le volume de mammographies pour chaque radiologiste. Le type d'établissement ne correspond pas seulement au centre de dépistage majoritaire du radiologiste, mais à tous les centres de dépistage où le radiologiste a pratiqué. Le type d'établissement peut donc être public, privé ou les deux.

1.4 Identification des cancers du sein

L'identification des cancers devait se faire à l'aide du système d'information du PQDCS (SI-PQDCS). Cependant, en raison du retard dans les négociations et de la signature d'une entente avec les médecins spécialistes, concernant la rémunération associée à l'entrée des données au SI-PQDCS, et dû au fait que les femmes peuvent consulter dans des centres non-désignés du PQDCS (pour l'investigation suite à une mammographie anormale), les données concernant les diagnostics posés suite à une mammographie anormale ne sont pas documentées au SI-PQDCS, pour une partie importante des femmes.

Le Fichier des Tumeurs du Québec (FTQ) aurait pu être un outil adéquat permettant d'identifier la plupart des femmes avec un diagnostic de cancer du sein. Cependant, le FTQ a plusieurs années de retard (au moment du recueil des données, les plus récentes étaient celles de 1998) et n'a donc pas pu identifier les cancers détectés parmi les femmes avec mammographie anormale, à l'intérieur d'un délai raisonnable.

Pour pallier cette situation, une stratégie a dû être élaborée afin d'identifier les femmes avec diagnostic de cancer du sein. Cette stratégie s'appuie sur l'utilisation de trois bases de données, soit le SI-PQDCS ainsi que le fichier de MedEcho et les actes facturés à la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ). La stratégie a fait l'objet d'une validation. La

sensibilité et la spécificité de la stratégie ont été respectivement estimées à 96,9 % et 99,7 %¹⁵.

1.5 Analyse statistique

L'approche cas-témoins a été privilégiée pour l'analyse des facteurs associés aux variations du taux de détection de cancer du sein. La mesure d'association retenue est donc le rapport de cotes. Étant donné que le taux de détection du cancer du sein est faible, le rapport de cotes peut s'interpréter comme un rapport de taux de détection. Les cas sont les 996 femmes avec un diagnostic présumé de cancer du sein. Les témoins représentent un échantillon aléatoire d'environ 20 % (n=35 780) des 177 905 femmes sans diagnostic présumé de cancer du sein. Cet échantillon donne un ratio de 36 témoins pour 1 cas, ce qui permet d'obtenir une puissance élevée. La puissance statistique est pratiquement maximale lorsque le ratio est de 10 témoins pour 1 cas¹⁶.

Les associations entre le taux de détection du cancer du sein et les caractéristiques des femmes et des radiologistes ont été estimées à l'aide de la régression logistique. Cependant, puisque l'interprétation des mammographies de différentes femmes faite par un même radiologiste n'est pas entièrement indépendante, la corrélation entre les résultats des mammographies ayant été interprétées par le même radiologiste est prise en compte (à l'aide de l'option REPEATED dans la procédure GENMOD de SAS)¹⁷.

Comme les analyses portent sur un grand nombre de femmes, toutes les caractéristiques des femmes et des radiologistes ont été gardées dans le modèle pour les analyses multivariées. Ainsi, chacune des variables est ajustée pour les autres variables potentiellement confondantes du modèle. Lorsque nécessaire, l'effet modifiant de certains facteurs a été évalué à l'aide de termes d'interaction dans le modèle de régression logistique. Le seuil d'erreur significative bilatérale est fixé à $\alpha=0.05$. Toutes les analyses ont été effectuées à l'aide du logiciel SAS (version 8.2).

2 RÉSULTATS

2.1 Caractéristiques des femmes

Les principaux facteurs de risque et les antécédents d'interventions aux seins des 178 901 femmes à l'étude sont présentés dans le Tableau 1. Les données moyennes concernant certaines caractéristiques des femmes ne sont pas montrées dans le tableau. L'âge moyen des femmes à l'étude se situe à 58 ans; 61 % des femmes participant au PQDCS sont âgées de 50-59 ans. La proportion des femmes n'ayant pas eu d'enfant est de 16 %. Pour les femmes avec grossesses, l'âge moyen au premier enfant est de 24 ans et ces femmes ont eu une moyenne de 2,8 enfants. Une proportion élevée de la population à l'étude est constituée de femmes ménopausées (88 %); l'âge moyen à la ménopause est de 47 ans. Une histoire familiale de premier degré (mère, sœur(s), fille(s)) de cancer du sein est présente chez 14 % des femmes. La majorité des femmes du groupe analysé (53 %) utilise l'hormonothérapie de substitution. Plus de la moitié des femmes (52 %) a un indice de masse corporelle égal ou supérieur à 25 kg/m², la moyenne étant de 26 kg/m². Pour environ le tiers de la population à l'étude (31 %), la densité mammaire est de 50 % ou plus. Finalement, un grand nombre de femmes a déjà passé antérieurement une mammographie de dépistage (88 %) ou un examen clinique des seins (73 %). Pour certains facteurs de risque (ex. : âge à la ménopause, histoire familiale de cancer du sein), des données sont manquantes. Cependant, ces données ne sont manquantes que pour une faible proportion de toutes les répondantes (0,5 à 4,3 %).

2.2 Caractéristiques des radiologistes

La répartition des radiologistes et de la population à l'étude, selon les caractéristiques des radiologistes, est présentée dans le Tableau 2.

2.2.1 *Caractéristiques personnelles*

Les radiologistes pratiquant dans les centres de dépistage sont en grande proportion de sexe masculin (73 %). Les radiologistes de sexe masculin interprètent les mammographies pour 78 % des femmes à l'étude. La répartition des radiologistes, suivant l'année de l'obtention de leur permis, diffère selon le sexe. L'année médiane de l'obtention du permis chez les radiologistes de sexe masculin est 1972, tandis que pour les radiologistes de sexe féminin, l'année médiane est 1985 (données non montrées). En moyenne, les radiologistes du PQDCS interprètent 471 mammographies de dépistage annuellement (données non montrées). La majorité des radiologistes (63 %) interprètent moins de 500 mammographies de dépistage par année. Cependant, ceux qui interprètent 500 mammographies de dépistage ou plus couvrent 64 % des femmes participant au programme. Seulement 2 % des radiologistes interprètent 1 500 mammographies de dépistage ou plus par année. Le taux de référence correspond au nombre de femmes pour lesquelles le radiologiste détermine que le résultat de la mammographie est anormal, divisé par le nombre total de mammographies de dépistage qu'il a interprétées. Le taux de référence peut varier beaucoup selon les radiologistes. La moyenne des taux de référence est de 11,4 % (données non montrées). La majorité des radiologistes (57 %) a un taux de référence entre 5,0 et 14,9 %.

2.2.2 Caractéristiques liées au milieu de travail

Les radiologistes du PQDCS pratiquent dans des centres de dépistage où le volume de lecture moyen est de 2 883 mammographies de dépistage par année (données non montrées). La plus grande proportion des radiologistes (61 %) interprète les mammographies de dépistage pour le programme dans des établissements privés uniquement. Seulement 28 % des radiologistes pratiquent dans des établissements publics uniquement. Il y a, en moyenne, cinq radiologistes par centre de dépistage.

2.3 Taux de détection du cancer du sein

Un total de 996 cancers du sein a été diagnostiqué suite à une mammographie anormale parmi les 178 901 femmes asymptomatiques ayant passé une mammographie de dépistage entre le 13 mai 1998 et le 31 décembre 1999, résultant en un taux de détection global de 5,6 cancers pour 1 000 femmes asymptomatiques.

2.4 Relation entre le taux de détection et les caractéristiques des femmes

Les associations entre le taux de détection et les principaux facteurs de risque du cancer du sein, de même que certains antécédents d'interventions reliés aux seins, sont présentées au Tableau 3. L'âge de la femme, le nombre d'enfants, l'âge au premier enfant, l'histoire familiale de cancer du sein, l'indice de masse corporelle, la proportion du sein avec densité mammaire et des antécédents de biopsies sont des facteurs de risque qui semblent être associés au taux de détection. Également, des antécédents de mammographies sont associés au taux de détection du cancer du sein.

L'âge de la femme est l'un des facteurs de risque du cancer du sein le plus important. Tout comme le risque de cancer du sein, le rapport de taux de détection augmente graduellement avec l'âge de la femme. Les femmes entre 65 et 69 ans ont un rapport de taux de détection ajusté de 1,81 (I.C. 95 % : 1,49-2,20) par rapport à la catégorie de référence, qui correspond aux femmes entre 50-54 ans.

Le fait d'avoir eu des grossesses est associé à une diminution du taux de détection du cancer du sein par rapport aux femmes nullipares. En effet, les femmes avec un ou plusieurs enfants ont un taux de détection 26 % moins élevé que celles sans enfant (RC=0,74 I.C. 95 % : 0,63-0,86) (données non montrées). L'âge auquel la mère a accouché de son premier enfant est également associé au taux de détection. Un jeune âge au premier enfant donne des rapports de taux de détection inférieurs à celui des nullipares. Par exemple, les femmes ayant eu leur premier enfant entre 20-24 ans ont un rapport de taux de détection de 0,65 (I.C. 95 % : 0,55-0,77) par rapport aux femmes n'ayant jamais eu d'enfant. Les femmes qui ont eu leur premier enfant à l'âge de 30 ans ou plus ont le même taux de détection que celles n'ayant jamais eu d'enfant.

Malgré le fait que le taux de détection semble un peu plus élevé chez les femmes post-ménopausées par rapport aux pré-ménopausées (5,7 versus 4,8 cancers / 1 000 femmes), les analyses ajustées pour toutes les autres variables résultent en un rapport de taux de détection relativement semblable pour les femmes pré ou post-ménopausées. Il en est de

même pour l'âge de la femme à la ménopause. Même si le taux de détection augmente avec l'âge d'apparition de la ménopause, les rapports de proportions ne changent pas de façon statistiquement significative.

La présence d'une histoire familiale de premier degré de cancer du sein est également associée à une augmentation de 21 % (I.C. 95 % : 3 %-42 %) du taux de détection chez ces femmes, par rapport à celles n'ayant aucune proche parente atteinte du cancer du sein.

La prise d'hormonothérapie de substitution ne semble pas être associée significativement au taux de détection. En effet, les femmes prenant de l'hormonothérapie de substitution au moment de la mammographie ont un rapport de taux de détection de 0,95 (I.C. 95 % : 0,81-1,11) comparativement à celles n'ayant jamais pris de l'hormonothérapie.

Une augmentation de l'indice de masse corporelle est étroitement liée à une augmentation du taux de détection. Même lorsque l'on ajuste pour toutes les variables, les femmes avec un indice de masse corporelle égal ou supérieur à 30,0 kg/m² ont un rapport de taux de détection de 2,01 (I.C. 95 % : 1,53-2,64) comparées à celles qui ont un indice de masse corporelle inférieur à 20,0 kg/m².

La proportion du sein avec densité mammaire est aussi un facteur fortement associé au taux de détection. Lorsque l'on prend comme catégorie de référence les femmes avec densité mammaire sur moins de 25 % du sein, toutes les autres catégories avec plus de densité mammaire sont associées à des taux de détection supérieurs. Les femmes avec 50-75 % du sein montrant de la densité ont un rapport de taux de détection ajusté de 2,25 (I.C. 95 % : 1,85-2,73).

Les femmes qui n'avaient jamais passé de mammographie avant leur examen de dépistage ont des taux de détection plus élevés comparativement à celles qui avaient déjà passé une mammographie. En effet, les femmes sans antécédent de mammographie ont un rapport de taux de détection de 1,63 (I.C. 95 % : 1,37-1,94) comparé à celles avec un antécédent de mammographie.

Les autres antécédents d'interventions aux seins ne sont peu ou pas associés aux taux de détection, sauf pour les antécédents de biopsie au sein. Les femmes avec histoire de biopsie ont un rapport de taux de détection plus élevé (RC=1,61 I.C.95 % 1,30-1,98) que celles n'ayant jamais eu de biopsie aux seins.

2.5 Relation entre le taux de détection et les caractéristiques des radiologistes

La Figure 1 illustre la grande variabilité du taux de détection parmi les radiologistes. Une proportion élevée des radiologistes (19,9 %) n'a détecté aucun cancer après avoir interprété les mammographies de 6,4 % des femmes dépistées. Les radiologistes n'ayant détecté aucun cancer ont un volume de lecture plus faible : 72 % ont interprété moins de 250 mammographies de dépistage par année, par rapport à 20 % chez les radiologistes avec un taux de détection supérieur (données non montrées). Par ailleurs, pour certains radiologistes, le taux de détection est d'un cancer pour 1 000 femmes tandis que pour

d'autres, il est de plus de 15 cancers pour 1 000 femmes. Les associations entre les différentes caractéristiques des radiologistes et le taux de détection sont présentées dans le Tableau 4.

2.5.1 *Caractéristiques personnelles*

Les caractéristiques personnelles des radiologistes qui semblent le plus être associés au taux de détection sont l'année de l'obtention du permis (pour les radiologistes masculins) et le taux de référence.

Le sexe du radiologiste est un facteur modifiant la relation entre le taux de détection et l'année de l'obtention du permis de pratique ($p = 0,02$). Donc, l'année de l'obtention du permis de pratique est exprimée en fonction du sexe des radiologistes. Les radiologistes ayant obtenu leur permis plus récemment ont des rapports de taux de détection plus élevés que les radiologistes ayant obtenu leur permis dans les années 1950-1959. Les radiologistes de sexe féminin et masculin ayant obtenu leur permis entre les années 1980 et 1999 ont, respectivement, un taux de détection jusqu'à 57 % et 60 % plus élevé que les radiologistes de sexe masculin avec plus d'expérience (obtention du permis entre 1950-1959).

Le taux de détection varie légèrement par rapport au volume de lecture annuel de chaque radiologiste. Le taux de détection (brut) chez les radiologistes interprétant un volume élevé de mammographies de dépistage ($\geq 1\ 500$ mammographies de dépistage par année) est inférieur au taux de détection des radiologistes interprétant moins de 250 mammographies de dépistage par année (soit 4,8 cancers pour 1 000 femmes versus 5,8 cancers pour 1 000 femmes). Cependant, dans les analyses ajustées, les rapports de taux de détection ne semblent démontrer aucune association avec le volume de lecture.

Le taux de référence est l'un des facteurs les plus fortement associés au taux de détection. L'augmentation du taux de référence est associée à une augmentation graduelle du taux de détection. Celui-ci passe de 3,2 cancers pour 1 000 femmes chez les radiologistes qui ont un taux de référence inférieur à 5 % jusqu'à 7,7 cancers pour 1 000 femmes chez ceux qui ont un taux de référence égal ou supérieur à 20 %, donnant un rapport de taux de détection ajusté de 2,04 (I.C. 95 % : 1,47-2,81).

2.5.2 *Caractéristiques liées au milieu de travail*

Le volume de lecture de même que le type du centre de dépistage sont les caractéristiques liées au milieu de travail qui sont associées au taux de détection. Les radiologistes pratiquant dans un centre de dépistage possédant un volume élevé de lecture (soit plus de 4 000 mammographies de dépistage par année) obtiennent un rapport de taux de détection de 1,29 (I.C. 95 % : 1,02-1,64) comparé aux radiologistes pratiquant dans un centre qui a un volume de lecture inférieur à 2 000 mammographies de dépistage par année. Les radiologistes travaillant seulement dans les établissements privés ont un taux de détection supérieur de 22 % comparé aux radiologistes travaillant dans les établissements publics et privés (RC= 1,22 I.C. 95 % : 1,01-1,47). Le taux de détection des collègues de la même clinique ne semble pas agir sur le taux de détection du radiologiste.

3 DISCUSSION

3.1 Caractéristiques des femmes liées au taux de détection

Plusieurs facteurs semblent être associés au taux de détection de cancer du sein. Le taux de détection est un indicateur de performance qui dépend en même temps de la sensibilité de l'examen de dépistage et de la prévalence de la maladie à l'étude (annexe 2). Donc, les facteurs agissant sur la sensibilité de la mammographie, sur la prévalence du cancer du sein ou sur les deux à la fois sont susceptibles d'influencer le taux de détection. Les principaux facteurs de risque du cancer du sein affectent la prévalence du cancer du sein. Cependant, certains facteurs de risque pourraient agir également sur la sensibilité de la mammographie (en influençant l'image obtenue à la mammographie). Pour ce qui est des caractéristiques des radiologistes, celles-ci peuvent influencer la sensibilité des radiologistes à interpréter les mammographies.

Pour certains facteurs étudiés, les résultats de la présente étude sont concordants avec les résultats des études déjà publiées. En effet, l'âge de la femme est l'un des facteurs de risque prédominant du cancer du sein. Toutes les études ont clairement démontré que le taux de détection du cancer du sein augmente graduellement avec l'âge de la femme¹⁸⁻²⁴. Le taux de détection est également plus élevé chez les femmes avec histoire familiale de cancer du sein comparé aux femmes sans histoire^{21,22,25-27}. De plus, les femmes sans antécédent de mammographie obtiennent des taux de détection plus élevés que celles ayant déjà passé une mammographie^{21,22,26}.

La relation de la prise d'hormones de substitution et le taux de détection n'a été évaluée que dans une seule étude²¹. Cette étude n'a observé aucun lien entre ce facteur et le taux de détection (taux de détection=7,0 et 7,9 pour 1 000 femmes, respectivement pour les femmes prenant des hormones et celles n'en prenant pas). La présente étude ne démontre pas non plus d'association statistiquement significative entre la prise d'hormones de substitution et le taux de détection. Cependant, la prise d'hormones de substitution semble augmenter le risque de cancer du sein, du moins après un minimum de cinq années d'hormonothérapie²⁸. Par ailleurs, la prise d'hormones de substitution semble diminuer la sensibilité de la mammographie de dépistage²⁹⁻³². Par exemple, dans l'étude de Kavanagh *et al.*³¹, la sensibilité chez les femmes entre 50-69 ans ne prenant pas d'hormonothérapie de substitution était de 79,8 % (I.C. 95 % : 76-84 %), tandis que chez celles prenant de l'hormonothérapie, la sensibilité de la mammographie était de 64,3 % (I.C. 95 % : 57-72 %). Donc, il est plausible que l'hormonothérapie de substitution soit associée au taux de détection, en agissant à la fois sur la prévalence du cancer du sein et sur la sensibilité de la mammographie, mais ces deux effets auraient des directions opposées. L'augmentation de la prévalence de la maladie, provoquée par la prise d'hormone, serait compensée par une diminution de la sensibilité de la mammographie.

L'indice de masse corporelle est un autre facteur dont l'effet sur le taux de détection est encore incertain. Une seule étude mentionne les taux de détection en fonction de l'indice de masse corporelle³³. Une augmentation statistiquement significative du taux de détection est observée pour une augmentation de l'indice de masse corporelle. Cependant, le statut

ménopausique des femmes n'était pas connu. Dans la présente étude, les rapports de taux de détection augmentent proportionnellement à l'accroissement de l'indice de masse corporelle, peu importe le statut ménopausique des femmes (aucun effet modifiant du statut ménopausique, données non montrées). De part sa relation avec le risque de développer un cancer du sein, l'indice de masse corporelle pourrait agir en partie au niveau de la prévalence de la maladie. Une augmentation de l'indice de masse corporelle semble associée à une élévation du risque, du moins chez les post-ménopausées³⁴. De plus, l'indice de masse corporelle peut avoir un effet sur la sensibilité de la mammographie par l'intermédiaire de son lien avec la densité mammaire. En effet, une augmentation de l'indice de masse corporelle est fortement associée à une diminution de la densité mammaire³⁵⁻³⁷. Cette diminution de la densité mammaire pourrait faire augmenter la sensibilité de la mammographie^{20,32,36-40}. Donc, l'effet combiné de l'augmentation de la prévalence du cancer du sein et de l'augmentation de la sensibilité de la mammographie pourrait expliquer une augmentation des rapports de taux de détection, en fonction de l'augmentation de l'indice de masse corporelle.

L'association entre le taux de détection et la densité mammaire a été analysée dans deux études. Lors de l'évaluation des 15 premiers mois du programme de dépistage du cancer du sein de la Colombie-Britannique, une densité mammaire de plus de 50 % était associée à une diminution du taux de détection, peu importe l'âge de la femme²². Par exemple, les femmes avec une densité mammaire de moins de 50 % avaient un taux de détection de 4,8 cancers pour 1 000 femmes, tandis que pour celles dont la densité était de plus de 50 %, le taux de détection était de 2,6 cancers pour 1 000 femmes. Cependant, dans une étude de Bryant *et al.* 1993²⁶, le lien entre la densité mammaire et le taux de détection varie selon l'âge de la femme. Chez les femmes de 50-59 ans, le taux de détection le plus élevé était observé dans la catégorie avec densité mammaire élevée (25 à 49 % du sein). Chez celles de 60-69 ans, le taux de détection accroît graduellement en fonction de l'augmentation de la densité mammaire. Cependant, à part l'âge de la femme, ces deux études n'ont pas fait d'ajustement pour d'autres facteurs pouvant confondre la relation entre le taux de détection et la densité mammaire, comme l'indice de masse corporelle, la parité ou la prise d'hormones de substitution.

Dans la présente étude, la densité mammaire est associée au taux de détection. Pour les femmes avec une densité de moins de 75 %, les taux de détection semblent augmenter avec la densité. Par la suite, les femmes avec une densité mammaire de plus de 75 % obtiennent un rapport de taux de détection moins élevé que celles dont la densité mammaire est de 50-75 %. La forme de cette association pourrait être expliquée par le fait que la densité mammaire est liée à la fois à la prévalence de la maladie de même qu'à la sensibilité de l'examen de dépistage³⁷. En effet, une augmentation de la densité mammaire semble associée à une élévation du risque de cancer du sein³⁵. Par ailleurs, une augmentation de la densité mammaire semble également associée à une diminution de la sensibilité de la mammographie^{20,32,36-40}. Par exemple, Mandelson *et al.* 2000³⁸ ont déterminé que la sensibilité de la mammographie chez les femmes avec peu de densité mammaire est de 80 % tandis qu'elle est de 30 % chez celles dont les seins sont très denses. Cette diminution de sensibilité (malgré l'augmentation du risque de cancer du sein) pourrait se traduire par

une diminution du taux de détection chez les femmes avec une densité mammaire de plus de 75 % comparée à celles avec une densité de 50-75 %.

L'association entre le taux de détection et les antécédents de biopsie a été analysée dans une étude²⁰. Les taux de détection étaient légèrement plus élevés chez les femmes qui avaient subi une biopsie, par rapport à celles qui n'avaient jamais eu d'antécédent de biopsie (taux de détection respectif de 4,3 et 3,3 cancers pour 1 000 femmes), mais cette différence n'était pas statistiquement significative. La sensibilité était inférieure chez les femmes avec un antécédent de biopsie (sensibilité= 70,0 %) par rapport à celles sans antécédent (sensibilité= 79,2 %). Dans la présente étude, un antécédent de biopsie est associé à une augmentation significative du taux de détection. Une biopsie au sein peut être justifiée par la présence d'une masse ou de signes suspects de maladie bénigne au sein ou de cancer. La présence de maladie bénigne au sein, comme les maladies prolifératives sans atypie ou les maladies prolifératives avec atypies sont associées, respectivement, à 1,5 fois et 4 fois plus de risque de développer un cancer du sein⁴¹. Donc, la prévalence du cancer du sein devrait être plus élevée chez les femmes ayant déjà passé une biopsie motivée par la présence d'une maladie bénigne au sein. Bref, un antécédent de biopsie au sein peut influencer le taux de détection en agissant à la fois sur la prévalence du cancer du sein et sur la sensibilité de la mammographie, résultant en un effet opposé de ces deux facteurs sur le taux de détection. Cependant, puisque le taux de détection est supérieur chez les femmes avec un antécédent de biopsie, l'augmentation de la prévalence semble avoir un impact supérieur sur le taux de détection, par rapport à la diminution de la sensibilité.

3.2 Caractéristiques des radiologistes liées au taux de détection

Le volume de lecture de mammographies par centre de radiologie semble être un facteur pour lequel les résultats sont consistants. Kan *et al.* 2000⁴² ont rapporté que la moyenne des ratios des cancers détectés (ratio du nombre de cancers détectés, divisé par le nombre de cancers attendus, standardisés par rapport à l'âge de la femme et la présence d'antécédent de mammographies) augmentait graduellement avec le volume de mammographies interprétées dans chaque centre de radiologie, bien que cette relation n'ait pas été statistiquement significative. Donc, un centre de radiologie où les radiologistes interprètent entre 4 000 et 5 199 mammographies annuellement semblait obtenir un taux de détection plus élevé qu'un centre où les radiologistes interprètent en moyenne moins de 2 000 mammographies par année (moyennes standardisées des ratios des cancers détectés sont respectivement de 0,89 et 1,07).

La présente étude semble démontrer également que les radiologistes, travaillant dans les centres de dépistage avec un volume de lecture de plus de 4 000 mammographies de dépistage par année, obtiennent de meilleurs taux de détection que les radiologistes pratiquant dans les centres de radiologie dont le volume de lecture est inférieur à 2 000 mammographies de dépistage par année. Un centre de radiologie avec un volume élevé de lecture de mammographies paraît offrir un milieu favorisant l'acquisition de l'expertise pour la détection des cancers du sein.

Aucune étude n'a observé l'association entre le volume de lecture du radiologiste et le taux de détection. Cependant, deux études⁴³⁻⁴⁴ ont déterminé que les radiologistes avec des volumes de lecture élevés ont une meilleure sensibilité par rapport aux radiologistes avec un volume de lecture faible. Par exemple, dans l'étude d'Esserman *et al.* 2002⁴³, les radiologistes interprétant un volume faible (≤ 100 mammographies par mois) de mammographies ont une sensibilité statistiquement inférieure à celle des radiologistes interprétant un volume élevé (> 300 mammographies par mois) de mammographies (sensibilité respective de 65 % et 76 %). Une augmentation de la sensibilité devrait donner des taux de détection plus élevés.

Dans le cas des radiologistes du PQDCS, le volume de mammographies de dépistage des radiologistes ne semble pas être associé au taux de détection. Cependant, les volumes de lecture des mammographies de dépistage dans le cadre du PQDCS ne sont pas très élevés, seulement 10 % des radiologistes interprètent plus de 1 000 mammographies de dépistage par année. Des volumes de lecture plus élevés sont peut-être nécessaires afin d'avoir un effet sur la performance du radiologiste en terme de sensibilité.

Dans la présente étude, l'augmentation du taux de référence est associée à une augmentation du taux de détection. En effet, l'augmentation du taux de référence semble entraîner l'augmentation de résultats vrais-positifs²⁰ (le résultat étant une augmentation du taux de détection), mais aussi l'augmentation de résultats faux-positifs⁴⁵, ce qui a un impact négatif sur les femmes participant au dépistage. En effet, un taux de référence plus élevé implique qu'une plus grande proportion de femmes reçoit un résultat de mammographie anormale. Ensuite, ces femmes doivent se soumettre à des examens d'investigation diagnostique allant de l'imagerie à des ponctions et même jusqu'à des biopsies ouvertes. En plus des désagréments causés par les examens diagnostics, tout ce processus génère un niveau important d'anxiété chez ces femmes⁴⁶⁻⁴⁷. L'augmentation du taux de détection via l'augmentation du taux de référence ne doit pas se faire à n'importe quel prix; un équilibre doit être maintenu afin de garder une bonne sensibilité tout en n'augmentant pas de façon excessive la proportion de femmes référées. Le cadre de référence du PQDCS établit que le taux de référence devrait être inférieur à 7 % lors du dépistage initial et inférieur à 5 % pour les dépistages subséquents¹².

L'année de l'obtention du permis (en tenant compte du sexe du radiologiste) est associée au taux de détection. Une étude publiée par Ciatto *et al.* 1999⁴⁴ démontre que le nombre d'années de pratique est associé à une meilleure performance des radiologistes (meilleure sensibilité et taux de référence inférieur). Contrairement à ce qui était attendu, les radiologistes avec moins d'expérience obtiennent des taux de détection plus élevés que ceux plus âgés. Donc, la sensibilité des radiologistes n'augmente pas seulement avec l'expérience de ceux-ci. Une hypothèse pouvant expliquer les meilleurs taux de détection des radiologistes ayant obtenu leur permis récemment serait que la formation, depuis les années 1980, aurait possiblement été de meilleure qualité suite à l'émergence des programmes de dépistage à l'aide de la mammographie. Linver *et al.* 1992⁴⁸ ont démontré que des cours de formation portant sur la mammographie et prodigués aux radiologistes augmentent la performance de ceux-ci (meilleure sensibilité de même qu'un taux de détection plus élevé).

Le type d'établissement de dépistage est également une caractéristique qui semble être associée au taux de détection. Cependant, d'autres études devront être faites afin de discerner les facteurs pouvant expliquer cette différence.

4 CONCLUSION

Le taux de détection de cancer du sein d'un programme de dépistage est un indicateur de performance primordial. Il est important de connaître les facteurs influençant le taux de détection afin de pouvoir comparer les taux de détection obtenus entre les programmes de dépistage ou à l'intérieur d'un même programme (ex. : entre régions, entre centres de dépistage). À des fins de comparaison, les taux de détection devraient être ajustés, particulièrement pour les caractéristiques tels que l'âge, l'indice de masse corporelle et la densité mammaire des femmes ainsi que les taux de référence des radiologistes.

Il est également important de connaître les facteurs qui sont associés au taux de détection afin d'identifier des approches qui pourraient permettre de rehausser ce taux de détection dans le cadre du PQDCS. La maximisation du taux de détection permettrait d'accroître la capacité du programme de dépistage de diminuer le taux de mortalité par cancer du sein. Une augmentation du taux de référence est associée à une augmentation du taux de détection mais aussi du taux de faux-positifs. Une telle hausse du taux de faux-positifs voudrait dire plus d'effets néfastes pour les femmes et des coûts supplémentaires pour le système de santé. Il serait préférable d'identifier des moyens d'augmenter le taux de détection sans augmenter le taux de faux-positifs.

Selon notre analyse, les établissements qui réalisent un nombre annuel élevé de mammographies de dépistage semblent avoir un taux de détection plus élevé même après ajustement pour le taux de référence et pour le profil de la clientèle. D'autres études devraient être menées afin de mieux comprendre les caractéristiques de ces milieux (par exemple, la formation et l'expérience des radiologistes, la formation et l'expérience des techniciens ou techniciennes, la qualité des équipements) qui expliquent cette relation avec le taux de détection.

TABLEAUX ET FIGURES

Tableau 1 Répartition des 178 901 participantes selon leurs caractéristiques, PQDCS 1998-1999

Caractéristiques des femmes		N	%
Âge (ans)	50-54	61 987	34,7
	55-59	48 017	26,8
	60-64	36 081	20,2
	65-69	32 816	18,3
Nombre d'enfants	0	28 121	15,7
	1	23 006	12,9
	2	56 317	31,5
	3	37 534	21,0
	4	17 238	9,6
	5	7 682	4,3
	≥ 6	8 083	4,5
	inconnu	920	0,5
Âge au premier enfant (ans)	nullipare	28 121	15,7
	<20	18 554	10,4
	20-24	72 498	40,5
	25-29	42 219	23,6
	30-34	12 782	7,1
	≥ 35	3 839	2,2
	inconnu	888	0,5
Statut ménopausique	pré-ménopause	20 782	11,6
	post-ménopause	158 119	88,4
Âge à la ménopause (ans)	<45	39 874	25,2
	45-49	43 293	27,4
	50-54	58 324	36,9
	≥ 55	9 849	6,2
	inconnu	6 779	4,3
Histoire familiale cancer du sein	non	151 162	84,5
	oui	25 844	14,4
	inconnu	1 895	1,1
Hormonothérapie de remplacement	jamais	69 733	39,0
	auparavant	14 806	8,3
	actuellement	94 362	52,7

Tableau 1 (suite) Répartition des 178 901 participantes selon leurs caractéristiques, PQDCS 1998-1999

Caractéristiques des femmes		n	%
Indice de masse corporelle (kg / m ²)	<20,0	10 856	6,1
	20,0-24,9	74 776	41,8
	25,0-29,9	59 726	33,4
	≥ 30,0	32 774	18,3
	inconnu	769	0,4
Proportion du sein avec densité	<25%	57 669	32,2
	25-49%	65 523	36,6
	50-75%	44 354	24,8
	>75%	11 355	6,4
Mammographie antérieure	non	21 564	12,1
	oui	157 337	87,9
Examen clinique des seins*	non	47 563	26,6
	oui	131 338	73,4
Antécédent de ponction aux seins	non	172 381	96,4
	oui	6 520	3,6
Antécédent de biopsie aux seins	non	167 462	93,6
	oui	11 439	6,4
Réduction mammaire	non	173 715	97,1
	oui	5 186	2,9
Prothèse mammaire	jamais	174 184	97,4
	auparavant	446	0,2
	actuellement	4 271	2,4
Douleur au sein	non	161 875	90,5
	oui	17 026	9,5

* Dans l'année précédant la mammographie

Tableau 2 Répartition des radiologistes et des femmes selon les caractéristiques des radiologistes, PQDCS 1998-1999

Caractéristiques des radiologistes	Radiologistes (N=251)		Femmes (N=178 901)	
	n	%	n	%
Caractéristiques personnelles				
Sexe du radiologiste				
homme	183	72,9	138 744	77,5
femme	62	24,7	40 026	22,4
inconnu	6	2,4	131	0,1
Année du permis				
1950-1959	17	6,8	18 953	10,6
1960-1969	57	22,7	46 836	26,2
1970-1979	65	25,9	50 289	28,1
1980-1989	69	27,5	48 599	27,2
1990-1999	43	17,1	14 224	7,9
Année du permis HOMMES				
1950-1959	16	8,7	17 117	12,3
1960-1969	55	30,0	46 012	33,2
1970-1979	51	27,9	40 655	29,3
1980-1989	41	22,4	28 404	20,5
1990-1999	20	11,0	6 556	4,7
Année du permis FEMMES				
1950-1979	17	27,4	12 294	30,7
1980-1989	26	42,0	20 080	50,2
1990-1999	19	30,6	7 652	19,1
Volume de lecture des radiologistes*				
1- 249	76	30,3	14 683	8,2
250- 499	81	32,3	48 989	27,4
500- 749	50	19,9	42 303	23,6
750- 999	18	7,2	24 135	13,5
1000-1249	16	6,3	24 690	13,8
1250-1499	5	2,0	10 687	6,0
≥ 1500	5	2,0	13 414	7,5
Taux de référence (%)				
< 5,0	46	18,3	35 704	20,0
5,0- 9,9	70	27,9	51 393	28,7
10,0-14,9	72	28,7	53 910	30,1
15,0-19,9	27	10,8	20 015	11,2
≥ 20,0	36	14,3	17 879	10,0

Tableau 2 (suite) Répartition des radiologistes et des femmes selon les caractéristiques des radiologistes, PQDCS 1998-1999

Caractéristiques des radiologistes	Radiologistes (N=251)		Femmes (N=178 901)	
	n	%	n	%
Caractéristiques liées au milieu				
Volume de lecture des centres de dépistage*				
< 2000	77	30,7	37 161	20,8
2000-2999	74	29,5	51 197	28,6
3000-3999	60	23,9	39 888	22,3
≥ 4000	40	15,9	50 655	28,3
Taux de détection des collègues du même centre de dépistage (pour 1 000 femmes)				
< 2,0	19	7,6	9 547	5,3
2,0-3,9	58	23,1	37 493	21,0
4,0-5,9	62	24,7	45 091	25,2
6,0-7,9	55	21,9	50 200	28,1
≥ 8,0	48	19,1	27 722	15,5
ne s'applique pas	9	3,6	8 848	4,9
Type d'établissement de dépistage où les radiologistes pratiquent				
public et privé	26	10,3	29 233	16,4
public	71	28,3	30 105	16,8
privé	154	61,4	119 563	66,8

* Volume annuel de mammographies de dépistage dans le cadre du PQDCS

Tableau 3 Taux de détection de cancers du sein selon les caractéristiques des femmes, PQDCS 1998-1999

Caractéristiques des femmes	Taux de détection / 1 000 femmes dépistées	Nombre de Cancers ⁽¹⁾ / témoins ⁽²⁾ (n=996 / n=35 780) ⁽³⁾	Rapport de cotes (I.C. 95 %) ⁽⁴⁾	
			brut	Ajusté ⁽⁵⁾
Âge (ans)				
50-54	4,5	277 / 12 385	1,00	1,00
55-59	5,1	245 / 9 556	1,15 (0,96-1,37)	1,21 (1,00-1,46)
60-64	6,1	221 / 7 241	1,36 (1,15-1,63)	1,47 (1,22-1,78)
65-69	7,7	253 / 6 598	1,71 (1,45-2,02)	1,81 (1,49-2,20)
Nombre d'enfants				
0	7,6	213 / 5 569	1,00	1,00
1	6,5	150 / 4 614	0,85 (0,69-1,04)	0,95 (0,77-1,17)
2	4,8	272 / 11 220	0,63 (0,53-0,75)	0,72 (0,60-0,85)
3	4,8	182 / 7 565	0,63 (0,51-0,77)	0,68 (0,55-0,84)
4	5,0	86 / 3 508	0,64 (0,50-0,82)	0,66 (0,51-0,84)
5	6,0	46 / 1 572	0,77 (0,54-1,08)	0,75 (0,54-1,05)
≥ 6	5,3	43 / 1 544	0,73 (0,53-0,99)	0,68 (0,50-0,93)
Âge au premier enfant (ans)				
nullipare	7,6	213 / 5 569	1,00	1,00 ⁽⁶⁾
< 20	4,8	89 / 3 734	0,62 (0,49-0,80)	0,70 (0,54-0,91)
20-24	4,6	332 / 14 511	0,60 (0,50-0,71)	0,65 (0,55-0,77)
25-29	5,5	234 / 8 487	0,72 (0,59-0,87)	0,77 (0,64-0,94)
30-34	7,4	95 / 2 524	0,98 (0,77-1,25)	1,05 (0,82-1,35)
≥ 35	7,3	28 / 784	0,93 (0,61-1,43)	0,93 (0,61-1,43)
Statut ménopausique				
pré-ménopause	4,8	100 / 4 070	1,00	1,00
post-ménopause	5,7	896 / 31 710	1,15 (0,93-1,43)	1,05 (0,82-1,33)
Âge à la ménopause (ans)				
< 45	5,3	211 / 8 111	1,00	1,00 ⁽⁷⁾
45-49	5,8	252 / 8 600	1,13 (0,93-1,37)	1,16 (0,95-1,42)
50-54	5,8	341 / 11 694	1,12 (0,95-1,32)	1,11 (0,94-1,32)
≥ 55	7,0	69 / 1 927	1,38 (1,04-1,82)	1,22 (0,92-1,62)
Histoire familiale de cancer du sein				
non	5,3	808 / 30 137	1,00	1,00
oui	6,9	179 / 5 270	1,27 (1,08-1,48)	1,21 (1,03-1,42)

Tableau 3 (suite) Taux de détection de cancers du sein selon les caractéristiques des femmes, PQDCS 1998-1999

Caractéristiques des femmes	Taux de détection / 1000 femmes dépistées	Nombre de Cancers ⁽¹⁾ / témoins ⁽²⁾ (n=996 / n=35 780) ⁽³⁾	Rapport de cotes (I.C. 95 %) ⁽⁴⁾	
			brut	Ajusté ⁽⁵⁾
Hormonothérapie de remplacement				
jamais	5,9	410 / 13 914	1,00	1,00
auparavant	6,2	92 / 2 996	1,01 (0,81-1,25)	1,01 (0,80-1,28)
actuellement	5,2	494 / 18 870	0,88 (0,77-1,02)	0,95 (0,81-1,11)
Indice de masse corporelle (kg/m ²)				
< 20,0	4,3	47 / 2 196	1,00	1,00
20,0-24,9	5,1	381 / 14 903	1,19 (0,91-1,57)	1,32 (1,01-1,73)
25,0-29,9	6,0	357 / 12 012	1,39 (1,05-1,84)	1,68 (1,27-2,23)
≥ 30,0	6,3	206 / 6 516	1,48 (1,13-1,94)	2,01 (1,53-2,64)
Proportion du sein avec densité				
< 25%	3,8	220 / 11 617	1,00	1,00
25-49%	6,1	400 / 13 061	1,62 (1,35-1,94)	1,80 (1,51-2,16)
50-75%	7,0	312 / 8 805	1,87 (1,54-2,27)	2,25 (1,85-2,73)
> 75%	5,6	64 / 2 297	1,47 (1,12-1,94)	1,83 (1,36-2,48)
Mammographie antérieure				
non	8,1	174 / 4 334	1,54 (1,31-1,81)	1,63 (1,37-1,94)
oui	5,2	822 / 31 446	1,00	1,00
Examen clinique des seins				
non	6,3	300 / 9 643	1,17 (1,02-1,34)	1,11 (0,96-1,29)
oui	5,3	696 / 26 137	1,00	1,00
Antécédents de ponction				
non	5,6	958 / 34 523	1,00	1,00
oui	5,8	38 / 1 257	1,09 (0,80-1,49)	0,98 (0,71-1,35)
Antécédents de biopsie				
non	5,3	892 / 33 486	1,00	1,00
oui	9,1	104 / 2 294	1,70 (1,40-2,07)	1,61 (1,30-1,98)
Réduction mammaire				
non	5,6	981 / 34 789	1,00	1,00
oui	2,9	15 / 991	0,54 (0,32-0,90)	0,62 (0,37-1,03)
Prothèse mammaire				
jamais	5,6	980 / 34 793	1,00	1,00
auparavant	4,5	2 / 115	0,62 (0,16-2,41)	0,70 (0,18-2,83)
actuellement	3,3	14 / 872	0,57 (0,33-0,97)	0,65 (0,38-1,12)
Douleur au sein				
non	5,5	886 / 32 328	1,00	1,00
oui	6,5	110 / 3 452	1,16 (0,95-1,42)	1,16 (0,96-1,42)

¹ Cancers présumés à l'aide du SI-PQDCS, de MedEcho et de la RAMQ

² Témoins : échantillon de 20 % des femmes sans cancer du sein (avec mammographie normale ou anormale)

³ La présence de données manquantes peut mener à une somme < 996 ou < 35 780

⁴ Intervalle de confiance à 95 %

⁵ Modèle ajusté pour toutes les caractéristiques des femmes et des radiologistes, excepté l'âge au premier enfant et l'âge à la ménopause

⁶ Modèle ajusté pour toutes les caractéristiques des femmes et des radiologistes, excepté la variable du nombre d'enfants

⁷ Modèle ajusté pour toutes les caractéristiques des femmes et des radiologistes, excepté la variable de la ménopause

Figure 1 Répartition des femmes, des radiologistes et des cancers du sein en fonction du taux de détection de cancer du sein

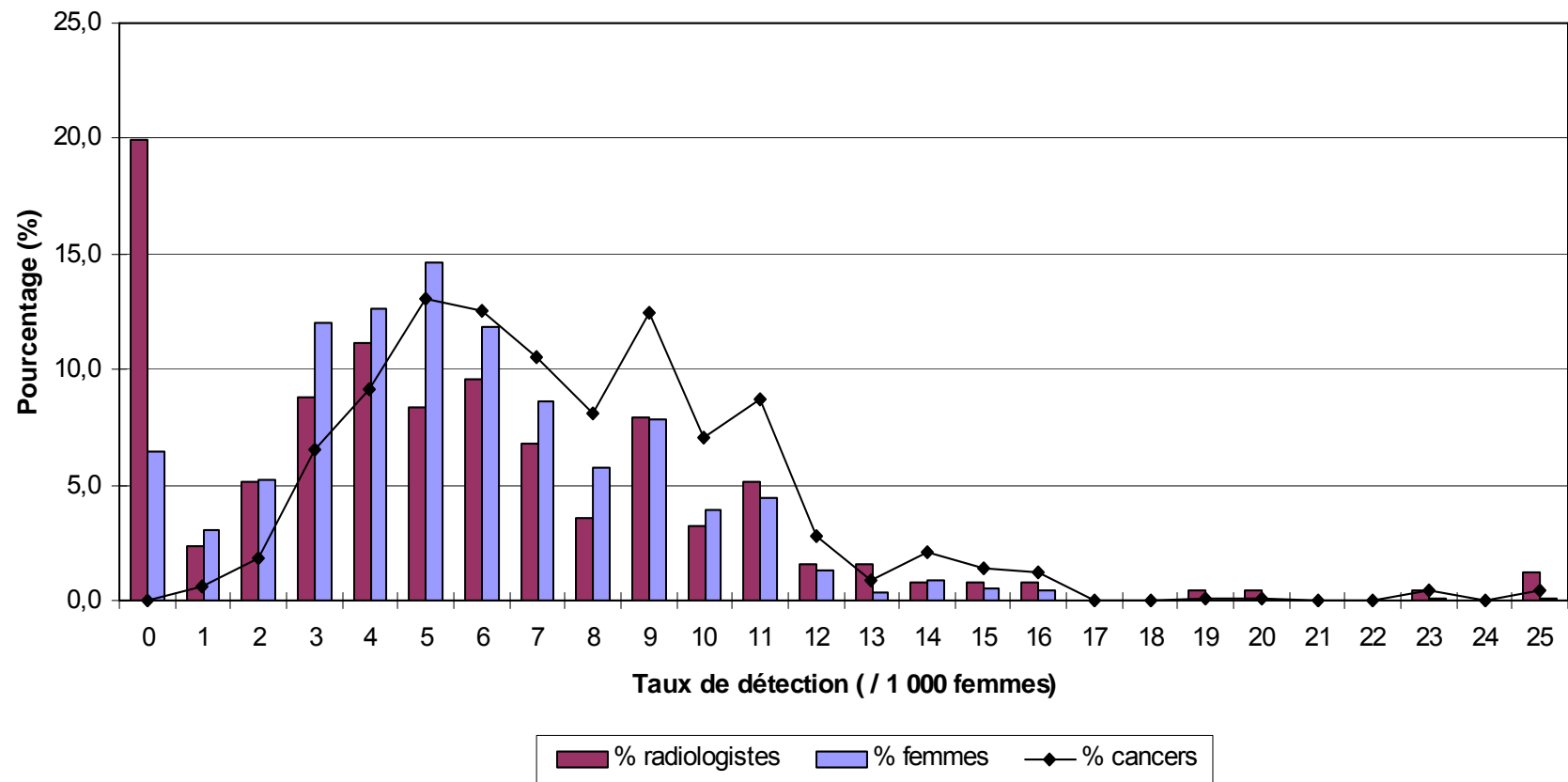


Tableau 4 Taux de détection de cancers du sein présumés selon les caractéristiques des radiologistes, PQDCS 1998-1999

Caractéristiques des radiologistes	Taux de détection / 1000 femmes dépiquées	Nombre de Cancers ⁽¹⁾ / témoins ⁽²⁾ (n=996 / n=35 780) ⁽³⁾	Rapport de cotes (I.C. 95 %) ⁽⁴⁾	
			brut	Ajusté ⁽⁵⁾
Caractéristiques personnelles				
Année du permis HOMMES				
1950-1959	3,3	56 / 3 482	1,00	1,00
1960-1969	5,1	234 / 9 185	1,58 (1,13-2,22)	1,24 (0,84-1,83)
1970-1979	5,2	212 / 8 216	1,60 (1,15-2,24)	1,23 (0,83-1,82)
1980-1989	6,4	181 / 5 593	2,01 (1,39-2,90)	1,60 (1,05-2,45)
1990-1999	7,2	47 / 1 314	2,22 (1,37-3,61)	1,55 (0,90-2,65)
Année du permis FEMMES				
1950-1979	6,3	78 / 2 487	1,95 (1,31-2,90)	1,39 (0,91-2,14)
1980-1989	6,4	128 / 4 009	1,99 (1,38-2,85)	1,25 (0,80-1,96)
1990-1999	7,7	59 / 1 473	2,49 (1,70-3,66)	1,57 (0,98-2,54)
Volume de lecture des radiologistes				
1- 249	5,8	85 / 2 897	1,00	1,00
250- 499	5,2	257 / 9 812	0,89 (0,66-1,20)	0,97 (0,73-1,27)
500- 749	5,4	227 / 8 439	0,92 (0,68-1,24)	0,94 (0,71-1,24)
750- 999	6,5	156 / 4 925	1,08 (0,78-1,50)	0,96 (0,72-1,28)
1000-1249	6,2	154 / 4 930	1,06 (0,75-1,51)	0,95 (0,70-1,28)
1250-1499	4,9	52 / 2 094	0,85 (0,54-1,32)	0,97 (0,68-1,38)
≥ 1500	4,8	65 / 2 683	0,83 (0,63-1,09)	1,05 (0,75-1,48)
Taux de référence (%)				
< 5,0	3,2	115 / 7 225	1,00	1,00
5,0- 9,9	5,2	269 / 10 222	1,65 (1,34-2,04)	1,59 (1,27-1,98)
10,0-14,9	6,4	344 / 10 785	2,00 (1,65-2,43)	1,82 (1,46-2,27)
15,0-19,9	6,5	131 / 3 996	2,06 (1,56-2,72)	1,73 (1,32-2,26)
≥ 20,0	7,7	137 / 3 552	2,42 (1,91-3,08)	2,04 (1,47-2,81)
Caractéristiques liées au milieu				
Volume de lecture des centres de dépistage				
< 2000	5,4	187 / 6 895	1,00	1,00
2000-2999	4,6	225 / 9 838	0,84 (0,67-1,07)	0,96 (0,75-1,23)
3000-3999	5,1	208 / 8 305	0,92 (0,74-1,16)	1,02 (0,81-1,29)
≥ 4000	6,9	376 / 10 742	1,29 (1,04-1,60)	1,29 (1,02-1,64)

Tableau 4 (suite) Taux de détection de cancers du sein présumés selon les caractéristiques des radiologistes, PQDCS 1998-1999

Caractéristiques des radiologistes	Taux de détection / 1000 femmes dépistées	Nombre de Cancers ⁽¹⁾ / témoins ⁽²⁾ (n=996 / n=35 780) ⁽³⁾	Rapport de cotes (I.C. 95 %) ⁽⁴⁾	
			brut	Ajusté ⁽⁵⁾
Taux de détection des collègues du même centre de dépistage (pour 1000 femmes)				
< 2,0	5,2	50 / 1 857	1,00	1,00
2,0-3,9	4,3	162 / 7 487	0,80 (0,55-1,17)	0,87 (0,64-1,18)
4,0-5,9	5,0	225 / 9 057	0,92 (0,66-1,29)	0,99 (0,74-1,32)
6,0-7,9	6,3	315 / 10 060	1,16 (0,83-1,63)	0,92 (0,69-1,22)
≥ 8,0	6,8	188 / 5 510	1,27 (0,89-1,81)	0,95 (0,70-1,28)
Type du centre de dépistage où les radiologistes travaillent				
public et privé	5,3	156 / 5 749	1,00	1,00
public	5,7	171 / 6 115	1,03 (0,80-1,33)	1,09 (0,82-1,44)
privé	5,6	669 / 23 916	1,03 (0,83-1,27)	1,22 (1,01-1,47)

¹ Cancers présumés à l'aide du SI-PQDCS, MedEcho et la RAMQ

² Témoins : échantillon de 20 % des femmes sans cancer du sein (avec mammographie normale ou anormale)

³ La présence de données manquantes peut mener à une somme < 996 ou < 35 780

⁴ Intervalle de confiance à 95 %

⁵ Modèle ajusté pour toutes les caractéristiques des femmes et des radiologistes, excepté l'âge au premier enfant et l'âge à la ménopause

5 RÉFÉRENCES

1. Institut national du cancer du Canada. Statistiques canadiennes sur le cancer 2002. *Toronto, Canada 2002*;www.cancer.ca.
2. Kerlikowske K, Grady D, Rubin SM, Sandrock C, Ernster V. Efficacy of screening mammography- A meta-analysis. *JAMA* 1995;273(2):149-154.
3. Conseil d'évaluation des technologies de la santé du Québec. Dépistage du cancer du sein au Québec : estimations des coûts et des effets sur la santé. 1990:78p.
4. Conseil d'évaluation des technologies de la santé du Québec. Le dépistage du cancer du sein chez les femmes de 40 à 49 ans. 1993:98p.
5. Elwood JM, Cox B, Richardson AK. The effectiveness of breast cancer screening by mammography in younger women. *J Curr Clin Trials* 1993 Feb 25;Doc No 32:23,227 words; 195 paragraphs.
6. Fletcher SW, Black W, Harris R, Rimer BK, Shapiro S. Report of the International Workshop on screening for breast cancer. *J Natl Cancer Inst* 1993;85(20):1644-1656.
7. Nyström L, Anderson I, Bjurstram N, Frisell J, Nordenskjöld B, Rutqvist LE. Long-term effects of mammography screening: updated overview of the Swedish randomised trials. *Lancet* 2002;359:909-919.
8. Day NE, Williams DRR, Khaw KT. Breast cancer screening programmes: the development of a monitoring and evaluation system. *Br J Cancer* 1989;59:954-958.
9. Tabar L, Fagerberg G, Duffy SW, Day NE, Gad A, Grontoft O. Update of the Swedish two-county program of mammographic screening for breast cancer. *Radiol Clin North Am* 1992;30(1):187-210.
10. Linver MN, Osuch JR, Brenner RJ, Smith RA. The mammography audit: a primer for the mammography quality standards act (MQSA). *Am J Roentgenol* 1995;165:19-25.
11. Santé Canada. Programmes organisés de dépistage du cancer du sein au Canada- Rapport de 1997 et 1998. Ministre des travaux publics et Services gouvernementaux Canada, 2001:52p.
12. Ministère de la Santé et des Services sociaux. Programme québécois de dépistage du cancer du sein- Cadre de référence. Gouvernement du Québec, 1996:67p.
13. Ministère de la Santé et des Services sociaux. Rapport d'activité des années 1998 et 1999. Gouvernement du Québec, 2001:36p.
14. Collège des médecins du Québec. Annuaire médical, 1998-1999. 1999:944p.

15. Théberge I, Major D, Langlois A, Brisson J. Validation de stratégies pour obtenir le taux de détection du cancer, la valeur prédictive positive, la proportion des cancers in situ, la proportion des cancers infiltrants de petite taille et la proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire dans le cadre des données fournies par le Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS). Institut national de santé publique du Québec, Québec, 2003:31p.
16. Breslow N, Lubin J, Marek P, Langholz B. Multiplicative models and cohort analysis. *J Am Stat Assoc* 1983;78(381):1-12.
17. SAS Institute. SAS/STAT User's Guide, Version 8. 2000; Chapter 29:102p.
18. Olivotto I, Kan L, d'Yachkova Y, Warren Burhenne L, Hayes M, Hislop T, et al. Ten years of breast screening in the Screening Mammography Program of British Columbia, 1988-97. *J Med Screen* 2000;7:152-159.
19. Libstug A, Moravan V, Aitken S. Results from the Ontario breast screening program, 1990-1995. *J Med Screen* 1998;5(2):73-80.
20. Yankaskas BC, Cleveland RJ, Schell MJ, Kozar R. Association of recall rates with sensitivity and positive predictive values of screening mammography. *Am J Roentgenol* 2001;177:543-549.
21. Caines JS, Chantziantoniou K, Wright BA, Konok GP, Iles SE, Bodurtha A, et al. Nova Scotia Breast Screening Program experience: use of needle core biopsy in the diagnosis of screening-detected abnormalities. *Radiology* 1996;198(1):125-130.
22. Warren Burhenne LJ, Hislop TG, Burhenne HJ. The British Columbia Mammography Screening Program: Evaluation of the first 15 months. *Am J Roentgenol* 1992;158:45-49.
23. Otten JD, van Dijck JA, Peer PG, Straatman H, Verbeek AL, Mravunac M, et al. Long term breast cancer screening in Nijmegen, The Netherlands: the nine rounds from 1975-92. *J Epidemiol Community Health* 1996;50:353-358.
24. Vizcaino I, Salas D, Vilar JS, Ruiz-Perales F, Herranz C, Ibanez J, et al. Breast cancer screening: first round in the population-based program in Valencia, Spain. *Radiology* 1998;206(1):253-260.
25. Kerlikowske K, Carney PA, Geller B, Mandelson MT, Taplin SH, Malvin K, et al. Performance of screening mammography among women with and without a first-degree relative with breast cancer. *Ann Intern Med* 2000;133(11):855-863.
26. Bryant HE, Desautels JEL, Castor WR, Horeczko N, Jackson F, Mah Z. Quality assurance and cancer detection rates in a provincial screening mammography program. *Radiology* 1993;188:811-816.

27. Hislop TG, Warren Burhenne LJ, Basco VE, Ng VTY. The screening mammography program of British Columbia: Pilot Study. *Can J Public Health* 1991;82:168-173.
28. Collaborative Group on Hormonal Factors in Breast Cancer. Breast cancer and hormone replacement therapy: collaborative reanalysis of data from 51 epidemiological studies of 52 705 women with breast cancer and 108 411 women without breast cancer. *Lancet* 1997;350:1047-1059.
29. Rosenberg RD, Hunt WC, Williamson MR, Gilliland FD, Wiest PW, Kelsey CA, et al. Effects of age, breast density, ethnicity, and estrogen replacement therapy on screening mammographic sensitivity and cancer stage at diagnosis: review of 183,134 screening mammograms in Albuquerque, New Mexico. *Radiology* 1998;209:511-518.
30. Séradour B, Estève J, Heid P, Jacquemier J. Hormone replacement therapy and screening mammography : analysis of the results in the Bouches du Rhône programme. *J Med Screen* 1999;6:99-102.
31. Kavanagh AM, Mitchell H, Giles GG. Hormone replacement therapy and accuracy of mammographic screening. *Lancet* 2000;355:270-274.
32. Banks E. Hormone replacement therapy and the sensitivity and specificity of breast cancer screening: a review. *J Med Screen* 2001;8:29-35.
33. Hunt KA, Sickles EA. Effect of obesity on screening mammography: outcomes analysis of 88,346 consecutive examinations. *Am J Roentgenol* 2000;174:1251-1255.
34. van den Brandt PA, Spiegelman D, Yaun SS, Adami HO, Beeson L, Folsom AR, et al. Pooled analysis of prospective cohort studies on height, weight, and breast cancer risk. *Am J Epidemiol* 2000;152(6):514-527.
35. Boyd NF, Lockwood GA, Byng JW, Trichler DL, Yaffe MJ. Mammographic densities and breast cancer risk. *Cancer Epidemiol Bioarkers Prev* 1998;7:1133-1144.
36. Baines CJ, Dayan R. A tangled web: a factors likely to affect the efficacy of screening mammography. *J Natl Cancer Inst* 1999;91(10):833-838.
37. Day N, Warren R. Mammographic screening and mammographic patterns. *Breast Cancer Res* 2000;2:247-251.
38. Mandelson MT, Oestreicher N, Porter PL, White D, Finder CA, Taplin SH, et al. Breast density as a predictor of mammographic detection: comparison of interval- and screen-detected cancers. *J Natl Cancer Inst* 2000;92(13):1081-1087.
39. Kerlikowske K, Grady D, Barclay J, Sickles EA, Ernster V. Effect of age, breast density, and family history on the sensitivity of first screening mammography. *JAMA* 1996;276(1):33-38.

40. Saarenmaa I, Salminen T, Geiger U, Heikkinen P, Hyvärinen S, Isola J, et al. The effect of age and density of the breast on the sensitivity of breast cancer diagnostic by mammography and ultrasonography. *Breast Cancer Res Treat* 2001;67:117-123.
41. Webb PM, Byrne C, Schnitt SJ, Connolly JL, Jacobs T, Peiro G, et al. Family history of breast cancer, age and benign breast disease. *Int J Cancer* 2002;100:375-378.
42. Kan L, Olivotto IA, Warren Burhenne LJ, Sickles E, Coldman AJ. Standardized abnormal interpretation and cancer detection ratios to assess reading volume and reader performance in a breast screening program. *Radiology* 2000;215:563-567.
43. Esserman L, Cowley H, Eberle C, Kirkpatrick A, Chang S, Berbaum K, et al. Improving the accuracy of mammography: volume and outcome relationships. *J Natl Cancer Inst* 2002;94(5):369-375.
44. Ciatto S, Ambrogetti D, Catarzi S, Morrone D, Rosselli Del Turco M. Proficiency test for screening mammography: results for 117 volunteer Italian radiologists. *J Med Screen* 1999;6:149-151.
45. Christiansen CL, Wang F, Barton MB, Kreuter W, Elmore JG, Gelfand AE, et al. Predicting the cumulative risk of false-positive mammograms. *J Natl Cancer Inst* 2000;92(20):1657-1666.
46. Sutton S, Saidi G, Bickler G, Hunter J. Does routine screening for breast cancer raise anxiety? Results from a three wave prospective study in England. *J Epidemiol Community Health* 1995;49(4):413-418.
47. Lindfors KK, O'Connor J, Parker RA. False-positive screening mammograms: effect of immediate versus later work-up on patient stress. *Radiology* 2001;218(1):247-253.
48. Linver MN, Paster SB, Rosenberg RD, Key CR, Stidley CA, King WV. Improvement in mammography interpretation skills in a community radiology practice after dedicated teaching courses: 2-year medical audit of 38,633 cases. *Radiology* 1992;184:39-43.

ANNEXE 1

ANNEXE 1

Liste des actes demandés à la RAMQ

Code d'acte	Description de l'acte
1. Dépistage	
8079	Mammographie de dépistage bilatérale (50-69 ans)
8145	Mammographie de dépistage unilatérale (unité mobile de mammographie)
8146	Mammographie de dépistage bilatérale (unité mobile de mammographie)
2. Imagerie diagnostique	
8078	Mammographie de dépistage unilatérale (50-69 ans)
8048	Mammographie diagnostique sans examen clinique unilatérale
8049	Mammographie diagnostique sans examen clinique bilatérale
8070	Mammographie diagnostique avec examen clinique unilatérale
8071	Mammographie diagnostique avec examen clinique bilatérale
8140	Mammographie sans examen clinique unilatérale
8141	Mammographie sans examen clinique bilatérale
8142	Mammographie avec examen clinique, unilatérale
8143	Mammographie avec examen clinique, bilatérale
8089	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires (ancien code)
8103	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires : unilatérale
8104	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires : bilatérale
8333	Échographie de surface du sein par sein
0442	Injection de substance contraste : galactographie
0444	Injection de substance contraste : kyste mammaire, aspiration
8201	Galactographie, incluant l'injection
8202	Kystographie mammaire, incluant l'injection
8144	Examen de révision suite à une mammographie de dépistage anormale : évaluation d'un dossier (examens effectués en CDD et films antérieurs)
3. Ponction ou trocart	
0594	Ponction: kyste mammaire
0798	Biopsie du sein (à l'aiguille), une ou plusieurs
01011	Seins, incision : drainage d'abcès mammaire, unique ou à logettes
0847	Ponction de kyste mammaire avec aspiration sous contrôle échographique ou stéréotaxique incluant, le cas échéant, l'injection d'air et/ou la mammographie après ponction
0848	Ponction et/ou biopsie mammaire d'une masse palpable ou non palpable à l'aiguille fine (cytoponction) sous guidage échographique ou stéréotaxique incluant la mammographie de contrôle, le cas échéant
0551	Biopsie d'une masse mammaire non palpable avec un appareil dédié (plaque de compression quadrillée ou stéréotaxie), incluant la mammographie effectuée le même jour, le cas échéant

0561	Localisation d'une masse mammaire non palpable, avec un appareil dédié (plaque de compression quadrillée ou stéréotaxie) incluant la mammographie postlocalisation et la biopsie, le cas échéant (localisation si biopsie ouverte le même jour)
1202	Biopsie excisionnelle stéréotaxique du sein comprenant toute la procédure technique Note : peut inclure ABB1 ou mammotome
0849	Biopsie au trocart d'une masse mammaire palpable ou non palpable avec prélèvement de carottes sous guidage échographique ou stéréotaxique incluant la mammographie de contrôle, le cas échéant
9470	Biopsie/cytologie à l'aiguille, par voie transcutanée, sous guidage échoscopique, fluoroscopique ou scanographique mammaire : localisation ou biopsie d'une masse mammaire palpable ou les deux

4. Biopsie ouverte

1173	Sein (excision) : biopsie multiple du sein (sein, mammaire interne, axillaire, etc.)
1174	Sein (excision) : tumeur ou fragment tissulaire pour biopsie unique ou multiple
1175	Exérèse d'un kyste, d'un fibroadénome ou de toutes autres tumeurs bénignes de tissus anormaux du sein d'une lésion du canal excrétaire ou d'une lésion du mamelon y compris toutes autres mammectomies partielles chez l'homme ou chez la femme
1201	Biopsie ouverte unique ou multiple, par la même incision pour lésion bénigne ou maligne du sein
1203	Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion bénigne
1204	Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion maligne
1205	Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion bénigne ou maligne (remplace 1203-1204 en avril 2001)
1229	Mastectomie partielle

5. Chirurgies liées au cancer du sein

1228	(suite de 1205 : Tumorectomie ou mastectomie partielle) avec évidement radical de l'aisselle pour lésion maligne
1230	Mastectomie simple ou totale
1231	Mastectomie radicale ou radicale modifiée
1232	Mastectomie radicale avec évidement mammaire interne
1235	Excision du mamelon
4240	Évidement : ganglions lymphatiques, région axillaire
4199	Exérèse d'un ou plusieurs ganglion(s) sentinelles(s) au même site, comprenant toute la procédure d'identification et de localisation, n'incluant pas la dissection radicale
8538	Curiethérapie (sein)

6. Traitement adjuvant

0734	Chimiothérapie intraveineuse (injection d'une ou plusieurs substances antinéoplasiques)
8511	Planification du traitement par radiations lésions non cutanées
8553	Planification du traitement par radiations à l'aide de tomodesitométrie lésions non cutanées

ANNEXE 2

ANNEXE 2

TERMES RELIÉS AU TAUX DE DÉTECTION D'UN TEST DE DÉPISTAGE

Mammographie	Cancer du sein		
	Présent	Absent	
Anormale	a_i	b_i	n_{1i}
Normale	c_i	d_i	n_{0i}
	m_{1i}	m_{0i}	T_i

Définition du taux de détection pour une population donnée ($i = 1$)

Prévalence (P_i) : prévalence du cancer du sein dans la phase pré-clinique détectable au moment du dépistage

$$P_i = m_{1i} / T_i$$

Sensibilité (Se_i) : capacité d'un test à identifier les individus malades, donc la proportion de tests anormaux parmi les malades

$$Se_i = a_i / m_{1i}$$

Taux de détection (TD_i) : proportion de femmes participant au dépistage qui sont atteintes de cancer du sein diagnostiqué suite au dépistage. Le taux de détection est le produit de la prévalence de la maladie et de la sensibilité de l'examen de dépistage

$$TD_i = \frac{a_i}{T_i} = \frac{m_{1i}}{T_i} \times \frac{a_i}{m_{1i}} = P_i \times Se_i$$

Comparaison des taux de détection de deux populations ($i=0$ et $i=1$) à l'aide du rapport de taux de détection (RTD) :

$$TD_0 = Se_0 \times P_0 \quad \text{et} \quad TD_1 = Se_1 \times P_1$$

$$\frac{TD_1}{TD_0} = \frac{S_1}{S_0} \times \frac{P_1}{P_0}$$

$$RTD = R_s \times R_p$$

Le RTD comparant deux populations peut être supérieur, égal ou inférieur à 1. Dans certaines situations, la valeur que prendra le RTD ne peut être déterminée.

RTD > 1 dans les situations suivantes :

$$\begin{array}{l} R_s > 1 \text{ et } R_p \geq 1 \\ R_s \geq 1 \text{ et } R_p > 1 \end{array}$$

RTD = 1 dans les situations suivantes :

$$\begin{array}{l} R_s = 1 \text{ et } R_p = 1 \\ R_s = R_p \end{array}$$

RTD < 1 dans les situations suivantes :

$$\begin{array}{l} R_s < 1 \text{ et } R_p \leq 1 \\ R_s \leq 1 \text{ et } R_p < 1 \end{array}$$

RTD < ou > ou = 1 (on ne peut pas prévoir) :

$$\begin{array}{l} R_s < 1 \text{ et } R_p > 1 \\ R_s > 1 \text{ et } R_p < 1 \end{array}$$



information



formation



recherche



*coopération
internationale*

DÉTERMINANTS DU TAUX DE RÉFÉRENCE LORS D'UNE PREMIÈRE MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE

PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE
DU CANCER DU SEIN (PQDCS) 1999

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC

DÉTERMINANTS DU TAUX DE RÉFÉRENCE LORS
D'UNE PREMIÈRE MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE

PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE
DU CANCER DU SEIN (PQDCS) 1999

DIRECTION DES SYSTÈMES DE SOINS ET SERVICES

MARS 2003

AUTEURS

Jacques Brisson, M.D., D.Sc.

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec
Département de médecine sociale et préventive, Université Laval
Unité de recherche en santé des populations (URESP) et Centre des maladies du sein Deschênes-Fabia,
Hôpital du Saint-Sacrement du CHA de Québec

Nicole Hébert-Croteau, M.D., M.P.H., Ph.D.

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

André Langlois, M.Sc.

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

AVEC LA COLLABORATION DE

Nathalie Duchesne

Unité de recherche en santé des populations (URESP) et Centre des maladies du sein Deschênes-Fabia,
Hôpital du Saint-Sacrement du CHA de Québec
Clinique Radiologique Audet

Michel-Pierre Dufresne

Service de radiologie, Hôpital Maisonneuve-Rosemont

Patricia Goggin

Direction générale de la santé publique, Ministère de la Santé et des Services sociaux

Robert Jacob

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Diane Major

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Marie-Claude Messely

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Myrto Mondor

Unité de recherche en santé des populations (URESP) et Centre des maladies du sein Deschênes-Fabia,
Hôpital du Saint-Sacrement du CHA de Québec

Louise Rochette

Direction de santé publique, Régie régionale de la santé et des services sociaux de Québec

***Ce document est disponible en version intégrale sur le site Web de l'INSPQ : <http://www.inspq.qc.ca>
Reproduction autorisée à des fins non commerciales à la condition d'en mentionner la source.***

CONCEPTION GRAPHIQUE
MARIE PIER ROY

DOCUMENT DÉPOSÉ À SANTÉCOM ([HTTP://WWW.SANTECOM.QC.CA](http://www.santecom.qc.ca))
COTE : INSPQ-2003-024

DÉPÔT LÉGAL – 2^e TRIMESTRE 2003
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU CANADA
ISBN 2-550-41066-1

©Institut national de santé publique du Québec (2003)

PRÉAMBULE

Le Cadre de référence du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) a identifié des indicateurs et a fixé des normes, pour l'évaluation de la performance de ce programme (1). Ces indicateurs permettent le suivi de la qualité des services dispensés dans le contexte du PQDCS et ces normes représentent des cibles à atteindre pour chacun des volets de la qualité, jugés cruciaux. Ces cibles de qualité peuvent être considérées comme l'ensemble des conditions nécessaires pour parvenir à la réduction de la mortalité par cancer du sein, visée à long terme, tout en minimisant les coûts humains et financiers du dépistage.

Le taux de référence pour investigation est l'un des indicateurs proposés par le Cadre de référence. Dans un programme organisé de dépistage du cancer du sein, le taux de référence est à toutes fins pratiques équivalent au taux de faux positifs, qui constitue un indicateur de base des coûts humains et financiers liés au programme. Le taux de référence est aussi lié étroitement à la spécificité de la mammographie, qui représente l'une des mesures fondamentales de la validité d'un test. Selon le cadre de référence du PQDCS, le taux de référence espéré est de 7 % au dépistage initial et de 5 % aux examens subséquents (1).

Le présent travail a été initié par le Comité de soutien à la qualité (CSQ), qui constatait que le taux de référence pour investigation, observé au Québec, était supérieur à la valeur attendue et que celui-ci variait de façon importante d'un radiologiste, d'un centre de dépistage désigné et d'une région à l'autre. Le but de cette étude était d'identifier les facteurs associés à ces variations. L'identification de ces facteurs représente une étape importante pour l'amélioration du programme de dépistage, en regard du taux de référence. L'analyse des données et la rédaction de ce rapport ont été réalisées par l'équipe d'évaluation du PQDCS, à la Direction systèmes de soins et services à l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ), appuyée par un groupe de professionnels impliqués dans ce programme.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES.....	IV
1. SOMMAIRE.....	1
2. INTRODUCTION.....	3
3. OBJECTIFS.....	5
4. MÉTHODES.....	7
4.1. Source de données.....	7
4.2. Analyses.....	7
5. RÉSULTATS.....	9
5.1. Population à l'étude.....	9
5.2. Caractéristiques des femmes et taux de référence.....	10
5.3. Caractéristiques des radiologistes et taux de référence.....	10
6. DISCUSSION.....	13
6.1. Taux de référence, taux de faux positifs et spécificité.....	13
6.2. Caractéristiques des femmes et taux de référence.....	13
6.3. Caractéristiques des radiologistes et taux de référence.....	16
6.4. Défi de l'amélioration du taux de référence.....	18
7. CONCLUSION.....	21
8. BIBLIOGRAPHIE.....	35
ANNEXE 1 MÉTHODE POUR L'ESTIMATION DES TAUX DE RÉFÉRENCE AJUSTÉS ET CORRIGÉS.....	39
ANNEXE 2 TERMES PERMETTANT DE DÉCRIRE LA PERFORMANCE D'UN TEST DE DÉPISTAGE.....	43

LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES

Tableau 1 : Caractéristiques des femmes asymptomatiques, PQDCS 1999	23
Tableau 2 : Caractéristiques des radiologistes, PQDCS 1999	25
Tableau 3 : Répartition des femmes selon les caractéristiques des radiologistes, PQDCS 1999	27
Tableau 4 : Taux de référence en fonction des caractéristiques des femmes, PQDCS 1999	29
Tableau 5 : Taux de référence en fonction des caractéristiques des radiologistes, PQDCS 1999	31
Figure 1 : Évolution du taux de référence, PQDCS 1998-2001	33
Figure 2 : Nombre de radiologistes selon leur taux de référence, PQDCS 1998-2001	34

1. SOMMAIRE

Le défi majeur posé par le dépistage du cancer du sein consiste à maximiser la réduction de mortalité qui peut être obtenue grâce aux activités de détection précoce tout en minimisant les coûts humains et sociaux qu'engendrent inévitablement ces activités. L'anxiété et les interventions inutiles associées aux faux positifs sont reconnues être les principaux inconvénients de ce dépistage. Dans le cas du dépistage par mammographie, les faux positifs sont les examens que les radiologistes jugent anormaux mais qui, après investigation, ne révèlent pas de cancer du sein. Parce que la prévalence du cancer est faible dans un programme de dépistage de masse comme le PQDCS où l'ensemble des femmes âgées de 50-69 ans est visé, le taux de référence, qui mesure le pourcentage des participantes au dépistage qui ont à subir des examens supplémentaires suite à un examen de dépistage anormal, reflète essentiellement le taux de faux positifs. Dans le souci d'avoir un programme qui minimise les inconvénients du dépistage, le cadre de référence du PQDCS avait fixé à 7 % la cible à atteindre en ce qui concerne le taux de référence au premier examen de dépistage.

L'analyse des données du PQDCS fait voir que le taux de référence au premier examen de dépistage est de 11,3 %, en 1999, soit beaucoup plus que la cible de 7 %. De plus, ce taux varie considérablement d'un radiologiste à l'autre, d'un centre de dépistage à l'autre et également d'une région à l'autre. La présente étude a pour but d'identifier les facteurs qui ont influencé les variations du taux de référence, au premier examen de dépistage, dans le PQDCS, en 1999. Les déterminants étudiés sont, d'une part, les caractéristiques des femmes ayant participé au programme, incluant les facteurs de risque du cancer du sein ainsi que des particularités du tissu mammaire qui peuvent compliquer la lecture de la mammographie et, d'autre part, les caractéristiques des radiologistes et de leur environnement de pratique.

L'analyse est faite à partir d'un échantillon aléatoire simple de 35 083 femmes tiré parmi les 140 334 participantes au PQDCS, en 1999. Seules les femmes asymptomatiques (i.e. sans masse ni écoulement mammaire) ont été incluses. En 1999, 247 radiologistes ont lu des mammographies de dépistage. Le système d'information du PQDCS a permis d'obtenir des renseignements sur les femmes, les radiologistes et leur environnement de pratique.

Nos résultats indiquent qu'un déterminant majeur du taux de référence (donc du taux de faux positifs) est la difficulté d'interprétation de certaines images. L'indice de masse corporelle, la densité du sein à la mammographie, une histoire de biopsie et le fait d'avoir subi une mammographie dans le passé étaient les caractéristiques des femmes les plus fortement associées aux variations du taux de référence. Les images mammographiques difficiles à interpréter sont plus fréquentes chez les femmes ayant un indice de masse corporelle élevé (qui, en général, ont des seins plus volumineux), chez les femmes ayant des seins denses ou des seins qui ont déjà subi une biopsie.

Dans ces circonstances, le taux de référence est clairement plus élevé. Par contre, la disponibilité de films antérieurs facilite la lecture de mammographie et est associée à une réduction de ce taux.

L'équipe dans laquelle pratique un radiologiste a une influence déterminante sur son taux de référence. Ainsi, le taux de référence des collègues du même milieu de pratique est l'un des principaux facteurs associés aux variations du taux de référence d'un radiologiste. Le taux de référence d'un radiologiste tend à se rapprocher de celui des collègues qui font partie de son équipe.

Le taux de référence d'un radiologiste est lié à son expérience en mammographie. Ce taux tend à diminuer lorsque le volume de lecture de mammographies de dépistage augmente. Les radiologistes qui lisaient moins de 250 mammographies de dépistage par année avaient collectivement les taux de référence les plus élevés, même après ajustement pour les caractéristiques de la clientèle et les autres caractéristiques des radiologistes. De plus, parmi les radiologistes de sexe masculin, le taux de référence diminue de façon importante avec le nombre d'années d'expérience. Parmi les femmes radiologistes, ce lien entre le taux de référence et le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme n'était pas clair.

Le taux de référence reflétant essentiellement le taux de faux positifs, sa réduction devrait représenter un objectif important pour l'amélioration de la qualité du PQDCS. Le taux de référence et le taux de détection du cancer du sein sont étroitement liés. Néanmoins, l'expérience de l'Australie et de plusieurs pays d'Europe démontre qu'il est possible de réduire le taux de faux positifs, sans affecter le taux de détection. La diminution du taux de référence, sans réduction du taux de détection, exigera un effort concerté des radiologistes impliqués dans le PQDCS et devra tenir compte de l'importante influence que les radiologistes qui font partie d'un même groupe de pratique ont les uns sur les autres.

2. INTRODUCTION

Le dépistage du cancer du sein par mammographie est un outil de base dans la lutte contre ce type de cancer, chez les femmes de 50-69 ans. Cependant, un examen de qualité est essentiel pour maximiser les effets bénéfiques, tout en minimisant les effets néfastes du dépistage.

Le taux de référence pour investigation est un indicateur important de la qualité du dépistage par mammographie. Le taux de référence correspond à la proportion de femmes qui ont une mammographie de dépistage anormale i.e. une mammographie qui, selon le radiologiste, montre des images suspectes nécessitant des examens plus approfondis tels que des clichés supplémentaires, l'échographie, la ponction à l'aiguille, la biopsie guidée (trocart) ou même la biopsie chirurgicale (ouverte). Pour une femme avec mammographie anormale, ce n'est qu'après ces investigations qu'un diagnostic de cancer du sein, ou d'anomalie bénigne, pourra être posé. Au Québec, en 1999, la valeur prédictive positive de la mammographie de dépistage était de 5,6 %, c'est-à-dire que seulement 5,6 % des femmes, avec mammographie de dépistage anormale, ont eu la confirmation de la présence d'un cancer.

Le cadre de référence du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) vise un taux de référence de 7 % au premier examen de dépistage et de 5 % aux examens subséquents. Cependant, depuis le début du PQDCS en 1998 jusqu'à la fin 2001, le taux de référence, au premier examen, se maintient au-delà de 11,0 % et le taux au deuxième examen tend à dépasser 7,0 % (Figure 1). De plus, le taux de référence varie considérablement d'un radiologiste à l'autre (Figure 2). En 1998-2001, 39,4 % des radiologistes ont eu un taux de référence, au premier examen, de 14,0 % et plus, i.e. le double de la cible espérée pour cet indicateur.

Le taux de référence, au Québec, semble légèrement supérieur à celui des autres provinces canadiennes. Pour les années 1997-1998, les programmes de dépistage ont rapporté un taux de référence moyen de 10,1 % au dépistage initial par mammographie (2). En 2000, le taux de référence en Ontario était de 11,2 % (examens initiaux et subséquents combinés, incluant la mammographie et l'examen physique) (3).

Par contre, les taux de référence, au Québec et au Canada, excèdent substantiellement les valeurs observées dans plusieurs programmes européens, où des taux de référence de 5% à 7% sont constatés (4).

3. OBJECTIFS

Une meilleure compréhension des facteurs qui influencent le taux de référence est un prérequis pour l'identification des actions qui permettraient de réduire celui-ci. La présente analyse poursuit cet objectif en se concentrant, plus spécifiquement, sur les déterminants du taux de référence lors d'un premier examen de dépistage, dans le cadre du PQDCS, en 1999. Les déterminants potentiels étudiés incluent les facteurs de risque du cancer du sein, les changements mammaires qui peuvent compliquer la lecture de la mammographie, certaines caractéristiques des radiologistes et de leur environnement de pratique.

4. MÉTHODES

4.1. Source de données

La population cible comprend les femmes âgées de 50-69 ans qui ont eu une mammographie de dépistage et qui ont accepté de participer au PQDCS, c'est-à-dire qui ont autorisé la transmission des données les concernant au système d'information du Programme, au cours de l'année 1999 dans les 11 régions sociosanitaires du Québec. Ont été exclues toutes les participantes qui ont mentionné avoir déjà subi une mastectomie ou qui disaient avoir une masse ou un écoulement du mamelon, lors de leur mammographie (femmes considérées symptomatiques). Parmi les 140 334 participantes asymptomatiques éligibles, un échantillon aléatoire simple de 35 083 femmes a été tiré. Au total, 247 radiologistes, dans 11 régions sociosanitaires de la province, ont interprété des mammographies de dépistage dans le cadre du PQDCS, en 1999.

Pour chaque participante, les informations suivantes ont été extraites de la banque de données du PQDCS: l'âge lors de la mammographie, le poids, la taille, l'histoire de réduction mammaire, de prothèse, de ponction ou de biopsie du sein, la parité, l'histoire familiale de cancer du sein (chez la mère, les sœurs ou les filles), la prise d'hormones de substitution, la densité mammaire (i.e. la proportion du sein qui, sur l'image mammographique, montre des densités fibro-glandulaires) et le fait d'avoir déjà eu (ou de n'avoir jamais eu) une mammographie dans le passé.

Chaque radiologiste a pu être classé selon différentes caractéristiques : le sexe, l'année d'obtention du permis, le volume de mammographies de dépistage lues durant l'année 1999, le lieu de pratique (i.e. public, privé ou mixte, selon qu'un radiologiste a interprété des mammographies de dépistage en milieu hospitalier seulement, en clinique privée seulement ou dans les deux types d'établissements), le nombre d'établissements où le radiologiste a lu des mammographies de dépistage, le nombre de mammographies de dépistage lues au cours de l'année par l'ensemble des radiologistes du lieu de pratique principal. Enfin, une requête, adressée à la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ), a fourni de façon anonyme, pour chacune des femmes, le volume total de mammographies (mammographies de diagnostic et de dépistage) qui ont été lues au cours de l'année 1999, par le radiologiste qui a interprété l'examen de dépistage de cette femme.

4.2. Analyses

Le taux de référence étant une proportion relativement élevée, les analyses ont été basées sur la régression log linéaire plutôt que sur la régression logistique. Le modèle log linéaire a la forme suivante :

$$\text{Ln TR}_i = \beta_0 + \sum \beta_i x_i$$

Dans ce modèle, TR correspond au taux de référence et les variables indépendantes (x_i) représentent les déterminants potentiels étudiés. Ce modèle permet d'estimer le rapport de taux de référence (RTR). Le RTR est le rapport du taux de référence relatif à un groupe donné de femmes divisé par le taux de référence relatif à un groupe de comparaison. Dans les analyses, un facteur de correction a été introduit pour tenir compte de la corrélation intra-radiologiste, dans l'estimation des intervalles de confiance des RTR. La méthode de correction utilisée n'affecte pas l'estimation des RTR, mais corrige à la hausse les estimés de variance. Elle augmente donc la largeur des intervalles de confiance.

La stratégie d'analyse a consisté à examiner l'association du taux de référence avec les caractéristiques de la femme, puis avec celles du radiologiste, dans une série d'analyses univariées dans lesquelles l'effet de chaque facteur est estimé séparément, sans ajustement pour l'effet des autres facteurs. Par la suite, une analyse multivariée a été réalisée, analyse dans laquelle tous les facteurs ont été introduits simultanément, dans le modèle log linéaire. Cette analyse multivariée permet d'estimer l'effet de chaque facteur mais, cette fois, en corrigeant (ajustant) pour l'effet des autres facteurs inclus dans l'analyse. En raison de la colinéarité observée au niveau des analyses préliminaires entre le volume de mammographies de dépistage et le volume total de mammographies (i.e. mammographies de dépistage et de diagnostic) lues par un radiologiste, seule la première variable a été utilisée. En général, le volume de mammographies de dépistage lues correspondait à environ 50 % du volume total de mammographies lues (diagnostic et dépistage). C'est-à-dire qu'en moyenne, les radiologistes, inclus dans cette étude, tendaient à lire autant de mammographies de diagnostic que de mammographies de dépistage.

Afin d'évaluer dans quelle mesure le taux de référence d'un radiologiste est associé au taux de ses collègues, chaque radiologiste a été classé selon le taux de référence moyen de l'ensemble des radiologistes qui travaillaient au sein de son lieu de pratique principal. Pour chaque radiologiste, le taux de référence moyen de l'ensemble de ses collègues à son lieu de pratique principal a été successivement calculé comme la moyenne arithmétique puis la moyenne pondérée (selon le volume de lecture de chaque collègue) des taux de référence individuels. Les résultats étant semblables, peu importe la méthode de calcul du taux moyen, ceux qui sont présentés ici utilisent la moyenne arithmétique.

En raison du petit nombre de radiologistes de sexe féminin diplômées entre 1950 et 1969, celles-ci ont été combinées avec leurs collègues de même sexe dont l'année d'obtention du diplôme se situait entre 1970 et 1979.

Afin de rendre les résultats plus faciles à comprendre intuitivement, des taux de référence ajustés sont présentés. Ces taux sont donnés uniquement pour illustrer les résultats en termes autres que des RTR. Ces taux de référence ajustés ont été estimés à partir des RTR ajustés obtenus par régression log linéaire et de la répartition de fréquence simple du facteur étudié tout en exigeant que la moyenne pondérée des taux de référence ajustés soit égale au taux de référence global brut dans la population éligible i.e. 11 % (Annexe 1).

5. RÉSULTATS

5.1. Population à l'étude

Les caractéristiques des 35 083 femmes de l'échantillon sont semblables à celles de l'ensemble des 140 334 participantes asymptomatiques, inscrites au PQDCS pour l'année 1999 (Tableau 1). L'échantillon sur lequel l'analyse a été faite est donc largement représentatif de l'ensemble des femmes asymptomatiques qui ont participé au Programme, en 1999.

La majorité (61,4 %) des femmes à l'étude était âgée de 50 à 59 ans. La proportion de nullipares était de 16,0 %; 14,4 % ont rapporté une histoire de cancer du sein chez une parente de premier degré et 60,1 % prenaient, ou avaient déjà pris, des hormones de substitution. Les deux tiers (68,4 %) des participantes avaient des seins peu denses à la mammographie i.e. moins de 50 % de leurs seins montraient des densités fibro-glandulaires (densités mammaires). Une femme sur cinq (21,3 %) avait un indice de masse corporelle supérieur à 30 kg/m², ce qui correspond à la définition technique de l'obésité (5). Plusieurs femmes avaient subi une intervention au sein, incluant des réductions mammaires (2,9 %), des ponctions ou biopsies (9,1 %) et la mise en place de prothèses (2,7 %). Enfin, la très grande majorité des participantes (88,1 %) avaient déjà eu une mammographie, dans le passé.

Les principales caractéristiques des radiologistes, impliqués dans le PQDCS en 1999, ainsi que celles de leur environnement de pratique sont présentées au tableau 2. La majorité de ces professionnels (73,0 %) était de sexe masculin et la plupart (82,6 %) avait obtenu leur diplôme avant 1990. La majorité des radiologistes pratiquait exclusivement en clinique privée (51 %). Plus du tiers (34,8 %) a participé au PQDCS, dans plus d'une clinique. Le volume de lecture de mammographies de dépistage est souvent relativement faible. Seulement le quart (25,4 %) des radiologistes a lu 1 000 mammographies de dépistage, ou plus, au cours de l'année et seulement 19,8 % des radiologistes pratiquaient dans des cliniques où au moins 5 000 examens de dépistage sont faits annuellement. Trois des 247 radiologistes ne sont pas inclus dans l'analyse parce que, lorsque l'échantillon de femmes a été tiré, le hasard a fait qu'aucune de leurs patientes n'a été retenue. Ces trois radiologistes sont des femmes, diplômées en 1990-1999, qui ont lu moins de 250 mammographies en 1999. Compte tenu du petit volume de lecture de ces trois radiologistes et du nombre respectable de radiologistes avec les mêmes caractéristiques, leur exclusion ne devrait pas affecter les résultats.

Le tableau 3 présente la répartition des femmes de l'échantillon et de l'ensemble de la population éligible selon les caractéristiques des radiologistes qui ont lu leurs mammographies de dépistage.

5.2. Caractéristiques des femmes et taux de référence

La plupart des facteurs de risque de cancer du sein influencent peu ou n'influencent pas la probabilité qu'une mammographie soit interprétée comme anormale (tableau 4). Bien que l'âge de la femme ait été associé de façon significative au taux de référence dans l'analyse univariée ($p=0,001$), cette association disparaît lorsque tous les facteurs sont entrés simultanément dans le modèle ($p=0,11$). Il n'y avait pas d'association significative avec l'histoire familiale de cancer du sein, la parité ou la prise d'hormones de substitution.

L'indice de masse corporelle, une variable qui n'était pas associée avec le taux de référence dans l'analyse univariée l'était de façon marquée dans l'analyse multivariée ($p=0,0001$). Les femmes, avec un indice de 30 kg/m^2 ou plus, avaient un taux de référence près de 40 % plus élevé que celui des femmes ayant un indice de moins de 20 kg/m^2 .

Le taux de référence était fortement associé à la densité mammaire ($p<0,0001$). Le RTR augmente de 1,00 chez celles qui ont moins de 25 % du sein avec densité, à 1,76 chez celles qui ont des densités mammaires dans 50-75 % de leurs seins pour ensuite retomber à 1,62 chez les femmes avec des niveaux de densité plus élevés.

Le fait d'avoir subi une ponction ou une biopsie au sein augmentait, de façon importante, le taux de référence. Comparativement aux femmes n'ayant jamais subi ce type d'intervention, le RTR s'élevait à 1,33 (IC 95 % : 1,21, 1,46) chez celles qui avaient déjà subi une ponction ou biopsie mammaire. Les femmes avec prothèses mammaires, au moment de la mammographie, avaient un taux de référence 38 % inférieur (RTR : 0,62; IC 95 % : 0,47, 0,82) à celui des femmes n'en ayant jamais eu.

Enfin, comparativement aux femmes pour lesquelles il s'agissait de la première mammographie, celles déclarant avoir eu une mammographie antérieure avaient un RTR de 0,60 (IC 95 % : 0,56, 0,65) i.e. une réduction de leur taux de référence de 40 % par rapport à celles qui n'avaient jamais subi cet examen.

5.3. Caractéristiques des radiologistes et taux de référence

L'année d'obtention du permis, qui correspond à une approximation du nombre d'années d'expérience et de la formation de base reçue, influençait fortement le taux de référence, chez les radiologistes de sexe masculin. Le taux de référence était 1,88 fois plus élevé (RTR, 1,88; IC 95 %: 1,45, 2,44) chez ceux qui furent diplômés en 1990-1999, comparativement à ceux qui le furent avant 1970. L'association entre l'année d'obtention du diplôme et le taux de référence n'est pas claire, chez les radiologistes de sexe féminin.

Le taux de référence d'un radiologiste était fortement associé à celui de l'ensemble de ses collègues ($p < 0,0001$). Par exemple, le taux de référence ajusté était de 5,0 % chez les radiologistes dont les collègues avaient un taux de référence moyen de moins de 5,0 %. Il augmentait progressivement pour atteindre 9,2 %, 11,6 %, 12,8 % et 15,3 % lorsque celui des collègues passait à 5-9 %, 10-14 %, 15-19 % et 20 %, ou plus.

Dans l'analyse univariée, les radiologistes oeuvrant en clinique privée avaient des taux de référence qui différaient peu de ceux pratiquant en milieu hospitalier ou dans les deux types d'établissements (taux de référence de 11,2 %, 12,2 % et 10,1 %, respectivement). Le lieu de pratique du radiologiste devenait une variable associée au taux de référence, dans le modèle multivarié ($p = 0,003$). Cependant, les RTR demeurent relativement faibles et les intervalles de confiance des RTR chevauchent tous la valeur nulle.

Le taux de référence tendait à diminuer légèrement avec le volume de lecture du radiologiste. Ainsi, les radiologistes qui lisaient moins de 250 mammographies de dépistage, par année, avaient un taux de référence ajusté de 13,5 %, alors que ceux qui en lisaient 2 000, ou plus, avaient un taux de référence de 9,1 %. Sur une base univariée, le volume de lecture individuel était, de façon statistiquement significative, associé au taux de référence ($p = 0,03$) mais, dans l'analyse multivariée, les variations du taux de référence en fonction du volume n'étaient plus statistiquement significatives. Cependant, lorsque la tendance à la baisse du taux de référence était testée spécifiquement («test for trend»), elle devenait statistiquement significative ($p = 0,04$), même après ajustement. Le volume total d'examen de dépistage, faits dans le lieu de pratique principal du radiologiste, ne montrait pas d'association marquée avec le taux de référence.

6. DISCUSSION

6.1. Taux de référence, taux de faux positifs et spécificité

Afin de mieux situer les résultats de la présente analyse, il est essentiel de comprendre les liens entre le taux de référence et quelques autres mesures de la performance d'un examen de dépistage, notamment le taux de faux positifs et la spécificité (Annexe 2). Le taux de référence correspond à la somme du taux de détection et du taux de faux positifs. Dans le cadre du dépistage du cancer du sein, le taux de détection est relativement petit par rapport au taux de faux positifs. Par conséquent, le taux de référence est presque égal au taux de faux positifs. Par exemple, le taux de référence pour une première mammographie de dépistage, dans le PQDCS, en 1999, était de 11,3 % alors que le taux de détection était d'environ 0,63 %, c'est-à-dire que 6,3 cancers du sein ont été détectés par 1 000 femmes qui ont subi une première mammographie de dépistage. On peut donc en déduire que le taux de faux positifs, au Québec, était approximativement de 10,7 % en 1999, c'est-à-dire qu'environ 11 % des femmes, ayant subi une première mammographie de dépistage, en 1999, ont eu un résultat faussement anormal.

Par ailleurs, le taux de faux positifs, à son tour, est dépendant principalement de la spécificité de la mammographie (Annexe 2). Puisque la prévalence du cancer du sein dépasse rarement 20 cancers pour 1 000 femmes (i.e. 2 %), le nombre total de femmes examinées est approximativement égal au nombre de femmes déclarées sans cancer du sein. Par conséquent, le taux de faux positifs est approximativement égal à 100 % moins la spécificité. Un taux de faux positifs de 10 % correspond donc approximativement à une spécificité de 90 %.

En somme, un taux de référence de 11 % signifierait un taux de faux positifs d'environ 10 % et une spécificité de 90 %. Compte tenu du lien étroit entre ces trois indicateurs, une étude des déterminants du taux de référence correspond également à une étude des déterminants du taux de faux positifs et de la spécificité.

6.2. Caractéristiques des femmes et taux de référence

Dans nos données, le taux de référence augmentait avec la densité mammaire, l'histoire de ponction ou de biopsie aux seins et la masse corporelle. Des antécédents de mammographie étaient accompagnés d'une forte diminution du taux de référence. Par contre, le taux de référence, lors d'un premier examen de dépistage, variait peu ou ne variait pas selon l'âge, l'histoire familiale de cancer du sein, la parité ou la prise d'hormones de substitution.

Plusieurs études ont examiné les variations de la performance du dépistage par mammographie, en fonction des caractéristiques des femmes, comme l'âge (6-20), la densité mammaire à l'image radiologique (10,13,15,19,21-24), la prise d'hormones de substitution (16,18,20,25-28), la parité et l'âge à la première grossesse (16), le statut

ménopausique (16,18), les caractéristiques anthropométriques (16,18,20,29,30), la diète (16), l'histoire familiale de cancer du sein (10,16,18,20,31) et les interventions antérieures sur le sein (18-20). Parmi ces études, plusieurs se concentrent sur la sensibilité et le taux de détection.

Certaines de ces études portent sur le taux de référence, le taux de faux positifs et/ou la spécificité (6,10,11,15,18-20,25-28,30,32,33). Compte tenu du lien entre le taux de référence et ces deux autres mesures, nos résultats doivent être comparés avec ces études. Malheureusement, dans celles-ci, la définition de mammographie positive n'est habituellement pas indiquée. Certaines études incluent comme positifs les examens qui doivent être suivis de clichés supplémentaires, alors que de tels examens ne semblent pas considérés comme positifs par d'autres études. Des études considèrent les résultats par femme alors que d'autres considèrent les résultats par mammographie, permettant plus d'une mammographie par femme tout en considérant chaque mammographie comme une observation indépendante (un postulat difficilement acceptable, a priori). Une des études se penche sur le taux cumulatif de faux positifs d'un certain nombre d'examen réalisés au cours de plusieurs années. Enfin, les facteurs confondants, inclus dans les analyses, varient considérablement d'une étude à l'autre. Ces variations méthodologiques rendent les comparaisons parfois difficiles et peuvent également expliquer les différences dans les résultats obtenus. C'est pourquoi nous mettrons l'emphase, ici, uniquement sur les résultats qui semblent consistants, malgré les variations méthodologiques.

Dans des études antérieures, une augmentation de la densité mammaire (i.e. le pourcentage du sein qui paraît dense sur l'image radiologique) était accompagnée d'une augmentation du taux de faux positifs (15) et d'une augmentation du taux de référence (19), observation conforme à nos résultats. Dans ces études, de même que dans la nôtre, les associations constatées étaient fortes. Ainsi, dans nos données, le taux de référence des femmes qui avaient au moins 25 % du sein avec densités mammaires était de 57 % à 75 % plus élevé que celui des femmes avec des seins moins denses à la mammographie. La force de l'association constatée dans les trois études suggère que ce facteur devrait être pris en considération dans toute étude du taux de référence, en particulier lorsque les facteurs étudiés, tels que l'âge, la masse corporelle, la parité et l'utilisation d'hormones de substitution sont associés à la densité mammaire. Malheureusement, outre la présente analyse, aucune autre étude n'en a tenu compte. La densité mammaire est un fort marqueur du risque de cancer du sein (34-37) mais une augmentation de la densité est également accompagnée d'une augmentation des images difficiles à interpréter.

Une histoire de biopsie mammaire a été associée à une augmentation substantielle du taux de faux positifs, dans toutes les études (18-20,33) qui ont examiné ce facteur, incluant la nôtre. Par exemple, Banks et col. ont observé que le taux de faux positifs était de 64 % supérieur parmi les femmes avec antécédents de biopsie, comparativement à celles sans de tels antécédents (33). L'histoire de biopsie du sein devrait aussi être considérée comme facteur potentiellement confondant lorsque le taux de référence, le taux de faux positifs ou la spécificité sont analysés. Tout comme pour la densité mammaire, une histoire de biopsie est associée à un risque de cancer plus grand, ainsi que la présence d'images telles que des

distorsions du parenchyme, qui peuvent poser des problèmes dans la lecture de la mammographie.

Dans nos données, la probabilité (ajustée) qu'une mammographie soit interprétée comme anormale était de 10,2 % chez les femmes qui avaient déjà eu une mammographie dans le passé, comparativement à 17,0 % chez les autres. La proportion de femmes dont les clichés étaient disponibles à des fins de comparaison n'était pas connue. Néanmoins, pour les femmes dont la mammographie antérieure était disponible, la lecture du film en aurait été vraisemblablement facilitée. Litherland et col. (25) ont, de plus, noté une réduction du taux de référence parmi les femmes qui avaient déjà eu une mammographie. Les deux autres études sur le sujet (18,20,33) ont fait ressortir une réduction du taux de faux positifs chez les femmes avec mammographie antérieure, ce qui est cohérent avec les résultats ci-dessus. Enfin, Yankaskas et col. (19) ont remarqué que le taux de référence augmentait avec l'intervalle depuis la dernière mammographie.

Dans trois études (18,20,30), le taux de faux positifs augmentait avec la masse corporelle, mais dans une quatrième (33), l'inverse a été démontré. Dans nos données, le taux de référence changeait peu avec la masse corporelle, dans l'analyse brute. L'augmentation du taux de référence avec la masse corporelle n'est apparue qu'après ajustement pour les autres facteurs. Une augmentation de poids peut affecter la lecture de la mammographie de deux façons qui agissent dans des directions opposées, l'une la facilitant et l'autre la compliquant. D'une part, une augmentation de la masse corporelle est associée à une diminution de la densité mammaire. Ceci devrait faciliter la lecture de la mammographie chez les femmes obèses. D'autre part, l'obésité interfère avec la qualité de l'image mammographique parce que ces femmes tendent à avoir des seins volumineux, ce qui rend la lecture de l'image plus complexe (29).

L'absence d'association entre l'âge et le taux de référence est cohérente avec les résultats des études qui se penchent sur un seul examen par femme (6,10,33). Par ailleurs, Christansen et col. (18) ont observé que le taux cumulatif de faux positifs était plus élevé chez les femmes jeunes que chez les femmes plus âgées. Lehman et col. (15), Yankaskas et col. (19) et Elmore et col. (20) ont également retenu plus d'une mammographie par femme et ont obtenu des résultats contradictoires. Alors que le premier groupe n'a constaté aucun lien entre l'âge et la spécificité, le deuxième groupe a noté une diminution du taux de référence avec l'âge et le troisième, une augmentation du taux de référence avec l'âge. L'histoire familiale de cancer du sein et le taux de référence ne semblent pas associés dans certaines études (10,19,33). Cependant, d'autres (18,20,31) mettent en évidence une légère augmentation du taux de référence ou du taux de faux positifs, avec une histoire familiale de cancer du sein. Sept études ont porté sur la prise d'hormones de substitution et le taux de faux positifs (18,20,25,27,28,32,38). Dans l'ensemble, ces études suggèrent que la prise d'hormones de substitution pourrait être associée avec une augmentation du taux de faux positifs. Par exemple, l'étude de Kavanagh et col. (27) a observé que le taux de faux positifs était de 5,5 % chez les femmes qui prenaient des hormones de substitution comparativement à 4,9 % chez celles qui n'en prenaient pas. Malheureusement aucune de

ces études n'a tenu compte de la densité mammaire et les différences observées pourraient être attribuables au moins en partie à ce facteur potentiellement confondant.

En tenant compte de nos résultats et de la revue de littérature, le taux de référence (donc le taux de faux positifs) semble augmenter avec les densités mammaires, la masse corporelle et des biopsies antérieures du sein. Le taux de référence paraît plus faible chez les femmes pour lesquelles une mammographie antérieure est disponible. Par contre, l'âge et l'histoire familiale de cancer du sein semblent peu ou semblent ne pas être associés au taux de référence.

Dans l'ensemble, nos résultats suggèrent également qu'un déterminant du taux de référence (donc du taux de faux positifs) est la difficulté inhérente à l'interprétation de certaines images. Les images mammographiques difficiles à interpréter sont plus fréquentes chez les femmes avec des seins denses, des seins volumineux ou des seins ayant déjà subi une biopsie antérieurement ; chez ces femmes, le taux de référence est clairement plus élevé. Ces images sont plus faciles à interpréter s'il est possible de comparer avec un film antérieur, ce qui entraîne une réduction du taux de référence.

Par ailleurs, le taux de référence pourrait aussi être lié, en partie, à la perception du niveau de risque de cancer du sein. Par exemple, un radiologiste peut croire que la probabilité de cancer du sein est plus grande chez les femmes avec une histoire familiale de cancer du sein. S'il connaît l'histoire familiale lors de la lecture de la mammographie, il peut avoir une plus grande tendance à déclarer anormale certaines images radiologiques chez celles qui ont une histoire familiale de cancer du sein. Dans nos données, ce mécanisme ne semble pas influencer la lecture des mammographies de façon notable, puisque le taux de référence varie peu (ou ne varie pas) avec l'âge et l'histoire familiale de cancer du sein.

6.3. Caractéristiques des radiologistes et taux de référence

Parmi les radiologistes de sexe masculin, le taux de référence diminuait de façon marquée lorsque le nombre d'années d'expérience augmentait. Il tendait également à diminuer avec une élévation du volume annuel de lectures du radiologiste. Enfin, l'environnement dans lequel pratiquent les radiologistes avait également une influence. Dans nos données, le taux de référence d'un radiologiste tendait à être fortement lié à celui de ses collègues, i.e. des autres radiologistes qui travaillent dans le même milieu que lui.

Le lien le plus fort, mis en évidence, est le lien qui existe entre le taux de référence d'un radiologiste et celui de l'ensemble de ses collègues qui pratiquent dans la même clinique que lui. À notre connaissance, cette relation n'a jamais été étudiée. Celle-ci tend à appuyer l'idée de l'importante influence de l'équipe sur la performance des cliniciens. Elle témoigne possiblement du processus consultatif qui existe parmi les radiologistes d'une même équipe, en particulier pour l'interprétation des examens équivoques. Ce résultat indique que des interventions, destinées à faire évoluer le taux de référence, pourraient cibler des radiologistes regroupés selon leur lieu de pratique, plutôt que des radiologistes pris

individuellement. De plus, il permet de déduire qu'une intervention améliorant le taux de référence d'un nombre restreint de radiologistes, dispersés dans plusieurs lieux de pratique, pourrait avoir un impact substantiel si, comme le suggèrent nos résultats, les connaissances acquises avaient tendance à être diffusées dans les divers milieux par l'intermédiaire des radiologistes ainsi formés.

Seulement quatre études ont porté sur le lien entre l'expérience de lecture de mammographies, mesurée principalement par le volume annuel de mammographies lu, et le taux de référence ou la spécificité (39-43). Trois de ces études ont été réalisées dans un contexte expérimental (39,41,43). Dans ces trois études, un certain nombre de radiologistes lisait les mêmes mammographies incluant des mammographies de femmes avec cancer et d'autres mammographies de femmes sans cancer. Deux de ces études (39,43) n'incluaient qu'un petit nombre de radiologistes (trois dans un cas (39) et dix dans l'autre (43)) soigneusement sélectionnés, provenant de milieux académiques seulement (39) ou se considérant comme experts en mammographie (43). Par contre, l'étude d'Esserman et al. (41) paraît plus intéressante. Dans ce projet, 60 radiologistes américains, issus de divers lieux de pratique, ont lu les mêmes 60 mammographies et leurs résultats étaient comparés à ceux de 194 radiologistes britanniques. Les radiologistes américains étaient regroupés en trois catégories : radiologistes de petit (moins de 1 200 mammographies par année), de moyen (1 200 à 3 600 mammographies par année) et de haut (plus de 3 600 mammographies par année) volume de lecture. Tous les radiologistes britanniques se retrouvaient dans la catégorie à haut volume, compte tenu des exigences imposées par le programme de dépistage du cancer du sein de la Grande-Bretagne. La spécificité de la lecture était 83,6 %, 88,2 % et 88,0 % (i.e. taux de faux positifs d'environ 16,4 %, 11,8 % et 12,0 % respectivement) pour les radiologistes américains de petit, de moyen et de haut volume. Pour les médecins britanniques, la spécificité était de 88,0 %. Ces variations n'étaient pas statistiquement significatives ($p=0,126$).

La quatrième étude est la seule réalisée en utilisant des données recueillies dans le cadre de la pratique courante de dépistage par mammographie (42). Dans cette étude, basée sur les données du programme de dépistage de la Colombie-Britannique et incluant 44 radiologistes, le taux de référence variait selon le volume des radiologistes, mais cette relation était en forme de « U ». En effet, le taux de référence était plus élevé parmi ceux qui en lisaient le plus petit nombre (moins de 2 000 mammographies de dépistage/année) mais également parmi ceux qui en lisaient le plus grand nombre (4 000-5 199 mammographies de dépistage/année). Entre ces deux groupes, le taux de référence était plus faible. Dans cette étude, seuls l'âge et le type d'examen (initial ou subséquent) ont été pris en considération. Les chercheurs n'ont pu tenir compte des variations dans toutes les autres caractéristiques des femmes ou des radiologistes.

Notre étude est basée sur les lectures de 247 radiologistes du PQDCS avec des volumes de lecture de mammographies de dépistage très variables. De plus, il nous a été possible de tenir compte de plusieurs caractéristiques des femmes et des radiologistes pour cette analyse. Dans nos données, le taux de référence diminuait avec le volume de lecture individuel. Cette tendance des individus ou des institutions avec de petits volumes à

pratiquer différemment des institutions avec de grands volumes a été démontrée dans d'autres aspects de la prise en charge du cancer du sein, tout comme de plusieurs autres problèmes de santé (44-48). Cependant, cette association du volume avec le taux de référence s'atténuait substantiellement après ajustement, pour les autres facteurs sur lesquels nous avons de l'information. Néanmoins, la faible tendance observée après ajustement demeure statistiquement significative mais de façon marginale. Les différences dans les caractéristiques de la clientèle ont souvent été évoquées pour expliquer les variations dans les soins, en fonction du volume de cas (49,50). L'atténuation importante de la relation entre le volume et le taux de référence après ajustement indique que ceci semble s'appliquer à la mammographie de dépistage au Québec, en 1999.

Les critères d'accréditation des professionnels et des cliniques qui participent au dépistage sont basés, entre autres, sur un volume minimal de lecture qui varie selon les milieux. Au Québec, un volume annuel minimal de lecture de 480 mammographies de dépistage et/ou de diagnostic est exigé pour l'agrément en mammographie par l'Association canadienne des radiologistes (ACR) (51). Par ailleurs, chaque centre désigné de dépistage (CDD) en milieu urbain doit faire 4 000 mammographies, ou plus, par année (1). À notre avis, nos données renforcent l'importance accordée au volume d'activité. Par contre, elles impliquent que le volume de lecture de mammographies n'est possiblement pas un critère suffisant pour refléter l'expertise d'un radiologiste, et que d'autres critères devront éventuellement être ajoutés.

Enfin, chez les radiologistes masculins, le taux de référence diminue avec le nombre d'années d'expérience qui augmente. Cette observation a également été faite récemment dans des données américaines (20). Ce résultat est compatible avec au moins deux explications possibles. D'une part, avec l'expérience, un moins grand nombre d'images est jugé suspect. D'autre part, avec le temps, la formation des radiologistes a évolué. Une formation plus récente pourrait favoriser la sensibilité au dépend de la spécificité, ce qui entraînerait un taux de faux positifs plus élevé, mais serait aussi accompagné d'un taux de détection de cancer plus élevé. Au Québec, cette tendance n'était pas évidente parmi les radiologistes de sexe féminin.

En somme, le taux de référence d'un radiologiste est fortement influencé par la pratique de ses collègues les plus proches. Le taux de référence diminue substantiellement avec le nombre d'années d'expérience d'un radiologiste, mais cette observation n'est claire que parmi les radiologistes masculins. Enfin, une augmentation du volume de lecture de mammographies est associée à une diminution du taux de référence.

6.4. Défi de l'amélioration du taux de référence

Dans le cadre du PQDCS, une réduction du taux de référence serait souhaitable. Par contre, tel que mentionné plus haut, le taux de référence correspond à la somme du taux de faux positifs et du taux de détection. Une réduction du taux de faux positifs est sûrement préférable, mais pas une réduction du taux de détection. Une réduction du taux de détection

mettrait en péril la réduction de mortalité par cancer du sein, attendue grâce à la mise en place du PQDCS. L'objectif à poursuivre est donc plutôt de réduire le taux de faux positifs sans réduire le taux de détection.

Alors que le taux de détection dépend de la sensibilité de la mammographie de dépistage, le taux de faux positifs dépend de sa spécificité (Annexe 2). Malheureusement, la sensibilité et la spécificité d'un test sont liées. Lorsque la spécificité d'un test s'améliore, la sensibilité, elle, tend à se détériorer. Autrement dit, si le taux de faux positifs s'améliore, le taux de détection pourrait avoir tendance à diminuer. Les données de Yankaskas et col. illustrent bien ce lien entre la sensibilité et la spécificité (i.e. entre le taux de détection et le taux de faux positifs), dans le cas de la mammographie de dépistage (19). Ce lien est également présent dans les données du PQDCS (52).

Néanmoins, il est tout de même possible d'améliorer le taux de faux positifs (i.e. la spécificité) sans détérioration du taux de détection (i.e. la sensibilité) et inversement. La démonstration en est faite par les programmes de dépistage européens et australiens qui atteignent des taux de détection semblables ou meilleurs que ceux du Québec, mais avec des taux de faux positifs, i.e. des taux de référence, inférieurs.

7. CONCLUSION

Depuis le début du PQDCS, en 1998, le taux de référence pour investigation est plus élevé que le taux ciblé dans le Cadre de référence du programme. Le taux de référence du Québec est aussi substantiellement plus élevé que celui observé dans le cadre de programmes organisés de dépistage de plusieurs pays d'Europe, notamment la Hollande, la Suède et l'Angleterre, de même que celui de l'Australie. Cependant, le taux de référence du Québec se rapproche de celui observé dans les programmes de dépistage des autres provinces canadiennes.

La réduction du taux de faux positifs doit constituer un important objectif, à court terme, pour l'amélioration de la qualité du PQDCS. La réduction du taux de faux positifs, sans diminution du taux de détection, est un défi qui touche d'abord, et avant tout, les radiologistes qui y participent. Les moyens pour améliorer le taux de référence incluent, par exemple, l'intensification de la formation et de l'entraînement, la formation médicale continue et les audits.

Un déterminant des variations du taux de référence (donc du taux de faux positifs) est la difficulté d'interprétation de certaines images chez les femmes avec des seins denses, des seins volumineux ou des seins ayant déjà subi une biopsie. L'identification des images qui sont le plus souvent faussement positives et la diffusion de cette information pourraient avoir un impact important. Faciliter la disponibilité de mammographies antérieures pourrait aussi entraîner une diminution substantielle du taux de référence.

Nos données soutiennent l'idée que les interventions, visant la réduction du taux de référence sans affecter le taux de détection, devront tenir compte de l'influence des radiologistes les uns sur les autres, du moins à l'intérieur d'un même lieu de pratique. D'une part, il serait peut-être possible d'atteindre un grand nombre de radiologistes, en misant sur cet effet d'équipe. La modification de la pratique d'un individu clé, dans une équipe, peut possiblement entraîner des changements dans le reste du groupe. D'autre part, l'effet bénéfique d'un programme de formation sur la pratique d'un individu pourrait être contré par la résistance de l'équipe dans laquelle il évolue. Après sa formation, l'individu, sous l'influence du groupe, pourrait avoir tendance à revenir à la pratique de base de l'équipe.

Le volume de lecture de mammographies est lié à une meilleure performance en termes de taux de référence. En particulier, le groupe de radiologistes, qui lit moins de 250 mammographies de dépistage par année, a le taux de référence le plus élevé. La lecture d'un nombre minimal de mammographies de dépistage annuellement est probablement essentielle pour assurer une performance adéquate mais, compte tenu de la faiblesse relative du lien observé dans nos données, entre volume et taux de référence, l'expertise en mammographie de dépistage exige des conditions supplémentaires.

Le taux de référence pour investigation est un indice des effets indésirables du dépistage sur les participantes et sur les coûts associés. Il est important de mettre en œuvre les moyens nécessaires pour réduire le taux de référence mais en s'assurant de ne pas compromettre le taux de détection, dont dépend l'efficacité du dépistage pour réduire la mortalité par cancer du sein.

TABLEAU 1 : Caractéristiques des femmes asymptomatiques, PQDCS 1999

Caractéristiques des femmes	Fréquence dans l'échantillon ¹		Fréquence dans l'ensemble de la population ²	
	n	(%)	n	(%)
Âge				
50-54	12 157	(34,7)	48 339	(34,5)
55-59	9 319	(26,6)	37 739	(26,9)
60-64	7 202	(20,5)	28 539	(20,3)
65-69	6 405	(18,3)	25 717	(18,3)
Histoire familiale de cancer du sein ³				
Oui	4 957	(14,3)	19 917	(14,4)
Non	29 720	(85,7)	118 898	(85,7)
Parité				
0	5 691	(16,2)	22 413	(16,0)
1	4 482	(12,8)	18 267	(13,0)
2	11 142	(31,8)	44 630	(31,8)
3	7 459	(21,3)	29 411	(21,0)
4	3 247	(9,3)	13 393	(9,6)
5 ou plus	3 036	(8,7)	12 116	(8,6)
Prise d'hormones				
Actuelle	18 211	(51,9)	73 033	(52,0)
Passée	2 837	(8,1)	11 350	(8,1)
Non	14 035	(40,0)	55 951	(39,9)
Indice de masse corporelle (kg/m²)				
19 ou moins	1 446	(4,1)	5 828	(4,2)
20-24	13 117	(37,4)	52 278	(37,3)
25-29	13 033	(37,2)	52 245	(37,3)
30-34	5 122	(14,6)	20 395	(14,5)
35 ou plus	2 337	(6,7)	9 476	(6,8)
% Densité mammaire				
<25	11 044	(31,5)	44 439	(31,7)
25-49	12 888	(36,7)	51 530	(36,7)
50-75	8 902	(25,4)	35 312	(25,2)
>75	2 249	(6,4)	9 053	(6,5)

¹ Estimés basés sur 35 083 femmes. Les sous-totaux peuvent varier en raison de données manquantes.

² Estimés basés sur 140 334 femmes vues en 1999. Les sous-totaux peuvent varier en raison de données manquantes.

³ Parentes au premier degré.

Caractéristiques des femmes	Fréquence dans l'échantillon ¹		Fréquence dans l'ensemble de la population ²	
	n	(%)	n	(%)
Ponction ou biopsie mammaire				
Oui	3 131	(8,9)	12 764	(9,1)
Non	31 952	(91,1)	127 570	(90,9)
Réduction mammaire antérieure				
Oui	997	(2,8)	4 078	(2,9)
Non	34 086	(97,2)	136 256	(97,1)
Prothèse mammaire				
Actuelle	842	(2,4)	3 335	(2,4)
Passée	85	(0,2)	363	(0,3)
Non	34 156	(97,4)	136 636	(97,4)
Mammographie antérieure				
Oui	30 854	(87,9)	123 617	(88,1)
Non	4 229	(12,1)	16 717	(11,9)

TABLEAU 2 : Caractéristiques des radiologistes, PQDCS 1999

Caractéristiques des radiologistes	Nombre de radiologistes (N=247)	
	n	%
Caractéristiques personnelles		
Sexe		
Masculin	181	73,3
Féminin	66	26,7
Année du permis		
50-59	17	6,9
60-69	56	22,7
70-79	64	25,9
80-89	67	27,1
90-99	43	17,4
Volume annuel d'examens de dépistage du radiologiste		
1-249	45	18,2
250-499	52	21,1
500-749	57	23,1
750-999	30	12,2
1 000-1 249	25	10,1
1 250-1 499	17	6,9
1 500-1 749	6	2,4
1 750-1 999	7	2,8
2 000 +	8	3,2
Caractéristiques du milieu		
Nombre de cliniques de pratique		
1	161	65,2
2	57	23,1
3	29	11,7
Lieu de pratique		
Public seulement	62	25,1
Privé seulement	126	51,0
Public et privé	59	23,9

Caractéristiques des radiologistes	Nombre de radiologistes (N=247)	
	n	%
Volume annuel d'examens de dépistage dans l'ensemble du lieu de pratique principal		
<2 000	42	17,0
2 000-2 999	50	20,2
3 000-3 999	51	20,7
4 000-4 999	55	22,3
>5 000	49	19,8
Taux de référence des collègues de la clinique ¹		
Aucun collègue	2	0,8
<5 %	14	5,7
5 %-9 %	65	26,3
10 %-14 %	99	40,1
15 %-19 %	56	22,7
>20 %	11	4,5

¹ Correspond à la moyenne arithmétique des taux de références de l'ensemble des radiologistes du lieu de pratique principal, excluant le radiologiste à l'étude.

TABLEAU 3 : Répartition des femmes selon les caractéristiques des radiologistes, PQDCS 1999

Caractéristiques des radiologistes	Échantillon		Population totale	
	n	%	n	%
Caractéristiques personnelles				
Sexe				
Masculin	27 056	77,1	108 340	77,2
Féminin	8 027	22,9	31 994	22,8
Année du permis				
50-59	3 726	10,6	15 441	11,0
60-69	8 883	25,3	35 452	25,3
70-79	9 982	28,5	39 810	28,4
80-89	9 383	26,8	37 231	26,5
90-99	3 109	8,9	12 400	8,8
Volume annuel d'examens de dépistage du radiologiste				
1-249	812	2,3	3 239	2,3
250-499	4 001	11,4	15 950	11,4
500-749	7 170	20,4	28 543	20,3
750-999	5 128	14,6	20 269	14,4
1 000-1 249	5 392	15,4	21 647	15,4
1 250-1 499	4 320	12,3	17 577	12,5
1 500-1 749	1 952	5,6	7 742	5,5
1 750-1 999	2 766	7,9	11 176	8,0
2 000 +	3 542	10,1	14 191	10,1
Caractéristiques du milieu				
Nombre de cliniques de pratique				
1	19 036	54,3	76 387	54,4
2	9 830	28,0	39 518	28,2
3	6 217	17,7	24 429	17,4
Lieu de pratique				
Public seulement	5 165	14,7	20 568	14,7
Privé seulement	19 840	56,6	79 156	56,4
Public et privé	10 078	28,7	40 610	28,9

Caractéristiques des radiologistes	Échantillon		Population totale	
	n	%	n	%
Volume annuel d'examens de dépistage dans l'ensemble du lieu de pratique principal				
<2 000	3 276	9,3	12 986	9,3
2 000-2 999	7 318	20,9	29 458	21,0
3 000-3 999	6 535	18,6	26 474	18,9
4 000-4 999	8 085	23,1	31 924	22,8
>5 000	9 869	28,1	39 492	28,1
Taux de référence des collègues de la clinique¹				
Aucun collègue	487	1,4	1 894	1,4
<5 %	1 238	3,5	4 811	3,4
5 %-9 %	11 459	32,7	45 575	32,5
10 %-14 %	11 693	33,3	47 052	33,5
15 %-19 %	8 221	23,4	30 055	23,6
>20 %	1 985	5,7	7 947	5,7

¹ Correspond à la moyenne arithmétique des taux de références de l'ensemble des radiologistes du lieu de pratique principal, excluant le radiologiste à l'étude.

TABLEAU 4 : Taux de référence en fonction des caractéristiques des femmes, PQDCS 1999

Caractéristiques des femmes	Analyse univariée			Analyse multivariée			
	Taux de référence	RTR	Valeur de p	Taux de référence ¹	RTR	IC 95 %	Valeur de p
Âge			0,001				0,11
50-54	11,9	1,00		11,3	1,00		
55-59	10,4	0,88		10,4	0,91	(0,85-0,98)	
60-64	10,5	0,88		10,9	0,97	(0,89-1,04)	
65-69	10,9	0,92		11,4	1,01	(0,92-1,10)	
Histoire familiale de cancer du sein			0,29				0,37
Non	11,1	1,00		11,1	1,00		
Oui	10,6	0,95		10,6	0,96	(0,87-1,05)	
Parité			0,10				0,98
0	11,8	1,00		11,1	1,00		
1	11,5	0,98		11,3	1,01	(0,91-1,13)	
2	11,1	0,94		10,9	0,98	(0,89-1,07)	
3	10,7	0,90		10,9	0,98	(0,89-1,08)	
4	10,4	0,88		10,9	0,98	(0,86-1,12)	
5 ou plus	10,0	0,84		11,0	0,99	(0,86-1,13)	
Prise d'hormones			0,08				0,08
Jamais	11,1	1,00		10,7	1,00		
Actuelle	11,2	1,01		11,4	1,06	(0,99-1,14)	
Passée	9,9	0,89		10,3	0,96	(0,86-1,08)	
Indice de masse corporelle (kg/m²)			0,14				0,0001
19 ou moins	10,2	1,00		8,9	1,00		
20-24	11,2	1,09		10,4	1,18	(1,01-1,37)	
25-29	10,7	1,05		10,9	1,23	(1,06-1,43)	
30-34	11,9	1,16		12,7	1,43	(1,20-1,70)	
35 ou plus	10,5	1,03		12,2	1,37	(1,12-1,68)	

¹ Prévalence corrigée pour que la moyenne pondérée égale la prévalence globale brute (11,0%).

Caractéristiques des femmes	Analyse univariée			Analyse multivariée			
	Taux de référence	RTR	Valeur de p	Taux de référence ¹	RTR	IC 95 %	Valeur de p
% Densité mammaire			<0,0001				<0,0001
<25	7,8	1,00		7,6	1,00		
25-49	11,9	1,52		12,0	1,57	(1,44-1,72)	
50-75	13,4	1,71		13,4	1,76	(1,59-1,95)	
>75 %	12,4	1,59		12,3	1,62	(1,40-1,89)	
Ponction ou biopsie mammaire			<0,0001				<0,0001
Non	10,7	1,00		10,7	1,00		
Oui	14,4	1,35		14,2	1,33	(1,21-1,46)	
Réduction mammaire antérieure			0,10				0,05
Non	11,0	1,00		10,9	1,00		
Oui	12,6	1,15		12,9	1,18	(1,00-1,40)	
Prothèse mammaire			0,001				0,003
Non	11,1	1,00		11,1	1,00		
Actuelle	6,9	0,62		6,9	0,62	(0,47-0,82)	
Passée	14,1	1,27		12,2	1,10	(0,65-1,84)	
Mammographie antérieure			<0,0001				<0,0001
Non	16,2	1,00		17,0	1,00		
Oui	10,3	0,64		10,2	0,60	(0,56-0,65)	

TABLEAU 5 : Taux de référence en fonction des caractéristiques des radiologistes, PQDCS 1999

Caractéristiques des radiologistes	Analyse univariée			Analyse multivariée			
	Taux de référence	RTR	Valeur de p	Taux de référence ¹	RTR	IC 95 %	Valeur de p
<i>Caractéristiques personnelles</i>							
Année du permis du radiologiste²			<0,0001				<0,0001
Hommes							
50-69	8,1	1,00		8,5	1,00		
70-79	9,3	1,15		9,6	1,13	(0,92-1,38)	
80-89	12,1	1,49		12,2	1,42	(1,14-1,78)	
90-99	17,7	2,18		16,1	1,88	(1,45-2,44)	
Femmes							
50-79	12,8	1,57		12,6	1,47	(1,10-1,96)	
80-89	16,6	2,05		16,0	1,87	(1,53-2,28)	
90-99	15,6	1,93		13,5	1,58	(1,21-2,07)	
Volume de lecture du radiologiste			0,03				0,59
1-249	17,2	1,00		13,5	1,00		
250-499	12,1	0,70		11,8	0,87	(0,67-1,13)	
500-749	12,0	0,70		12,1	0,89	(0,68-1,18)	
750-999	10,0	0,58		10,8	0,80	(0,58-1,10)	
1 000-1 249	10,1	0,59		10,4	0,77	(0,56-1,05)	
1 250-1 499	11,0	0,64		11,2	0,83	(0,61-1,13)	
1 500-1 749	11,2	0,65		9,4	0,69	(0,47-1,03)	
1 750-1 999	11,4	0,66		10,9	0,81	(0,50-1,31)	
2 000 et plus	9,0	0,52		9,1	0,67	(0,44-1,02)	

¹ Prévalence corrigée pour que la moyenne pondérée égale la prévalence globale brute (11,0 %).

² Valeur de p pour le croisement de l'année du permis et du sexe du radiologiste.

Caractéristiques des radiologistes	Analyse univariée			Analyse multivariée			
	Taux de référence	RTR	Valeur de p	Taux de référence ¹	RTR	IC 95 %	Valeur de p
Caractéristiques du milieu							
Nombre de cliniques de pratique			0,52				0,18
1	10,8	1,00		10,3	1,00		
2	11,9	1,10		11,8	1,15	(0,98-1,35)	
3	10,2	0,94		11,8	1,15	(0,90-1,47)	
Lieu de pratique du radiologiste			0,34				0,003
Public seulement	12,2	1,00		10,3	1,00		
Privé seulement	11,2	0,92		12,2	1,18	(0,97-1,44)	
Public et privé	10,1	0,83		9,1	0,88	(0,73-1,07)	
Volume de lecture, lieu de pratique principal du radiologiste			0,01				0,53
<2 000	10,7	1,00		12,3	1,00		
2 000-2 999	10,2	0,95		10,1	0,82	(0,56-1,22)	
3 000-3 999	10,5	0,98		10,7	0,87	(0,61-1,24)	
4 000-4 999	9,5	0,88		10,5	0,85	(0,57-1,28)	
>5 000	13,4	1,25		11,9	0,97	(0,63-1,48)	
Taux de référence des collègues			<0,0001				<0,0001
<0,05	4,9	1,00		5,0	1,00		
0,05-0,09	8,4	1,70		9,2	1,84	(1,17-2,91)	
0,10-0,14	12,5	2,53		11,6	2,32	(1,48-3,66)	
0,15-0,19	13,5	2,74		12,8	2,56	(1,61-4,07)	
>0,20	13,2	2,68		15,3	3,06	(1,81-5,19)	

FIGURE 1 : Évolution du taux de référence, PQDCS 1998-2001

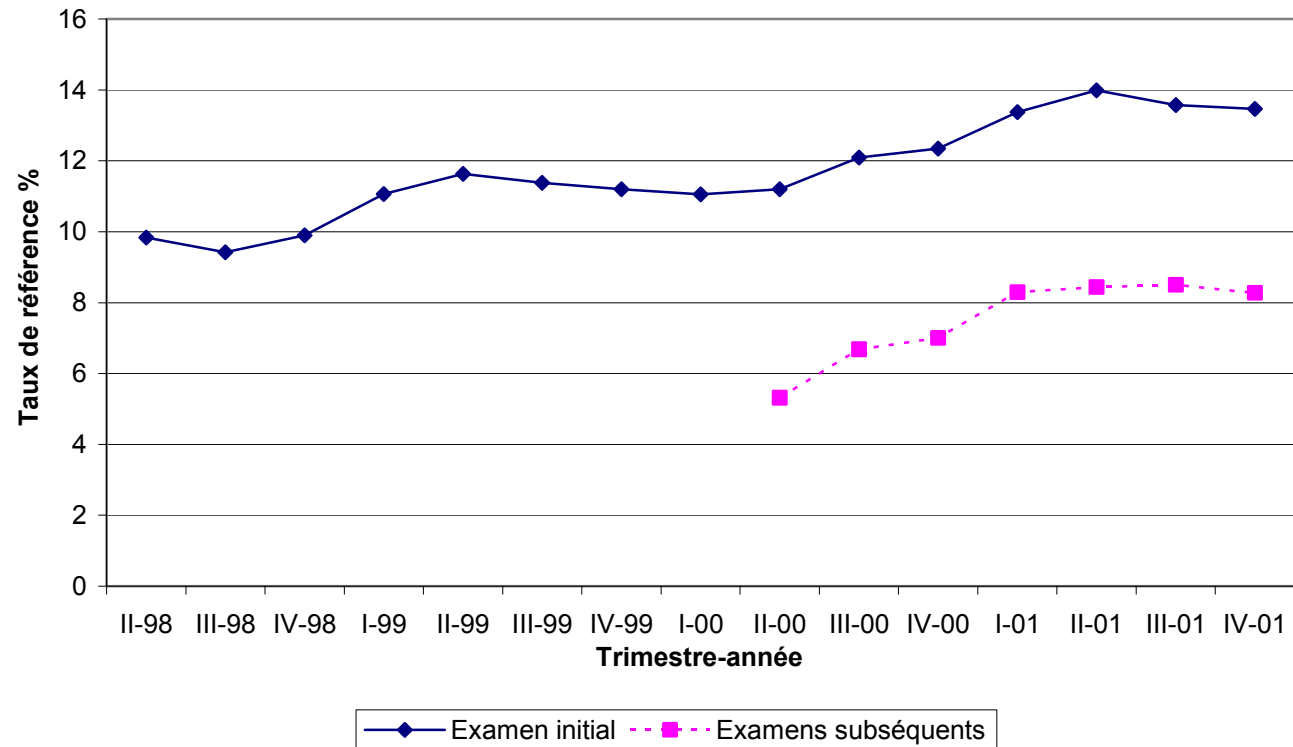
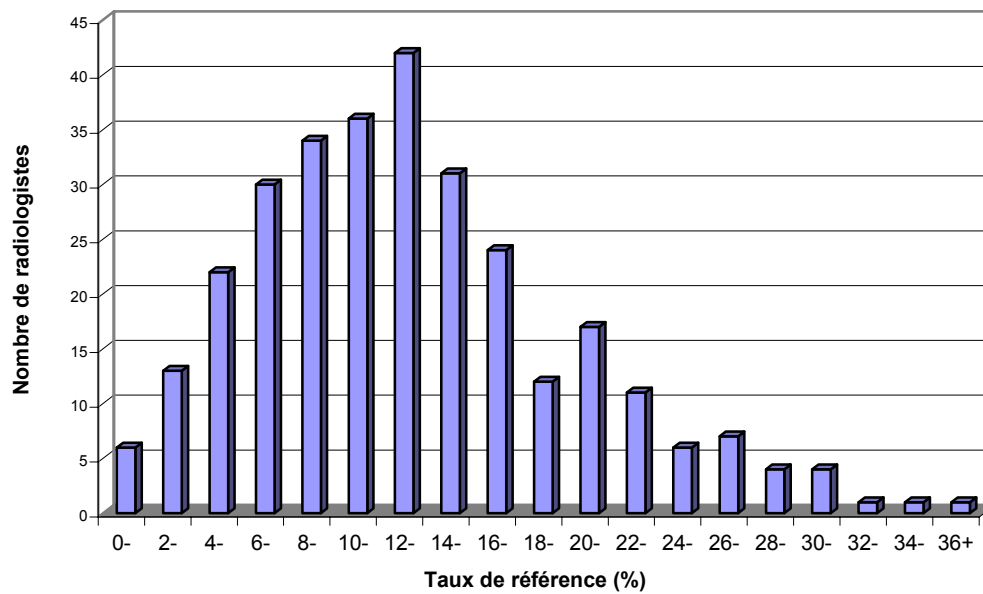


FIGURE 2 : Nombre de radiologistes selon leur taux de référence, PQDCS 1998-2001



8. BIBLIOGRAPHIE

- (1) Ministère de la santé et des services sociaux. Programme québécois de dépistage du cancer du sein - Cadre de référence. Gouvernement du Québec; 1996.
- (2) Santé Canada. Programmes de dépistage du cancer du sein au Canada: rapport de 1997 et 1998. Ministre des travaux publics et Services gouvernementaux Canada; 2001.
- (3) Chiarelli A, Mai V, Halapy E, Shumak R. Timeliness of assessment and diagnosis: results from the Ontario breast screening program, 2000. XVIth IEA World Congress of Epidemiology. Montreal; 2002.
- (4) Paquette D, Snider J, Bouchard F, Olivotto I, Bryant H, Decker K, et al. Performance of screening mammography in organized programs in Canada in 1996. *Can Med Assoc J* 2000;163:1133-8.
- (5) Willett WC, Dietz WH, Colditz GA. Guidelines for healthy weight. *N Engl J Med* 1999;341:427-34.
- (6) Peeters PHM, Verbeek ALM, Hendriks JHCL, van Bon MJH. Screening for breast cancer in Nijmegen. Report of 6 screening rounds, 1975-1986. *International Journal of Cancer* 1989;43:226-30.
- (7) Bryant HE, Desautels JEL, Castor WR, Horeczko N, Jackson F, Mah Z. Quality Assurance and Cancer Detection Rates in a Provincial Screening Mammography Program - Work in Progress. *Radiology* 1993;188:811-6.
- (8) Tabar L, Fagerberg G, Chen H-H, Phil M, Duffy SW, Smart CR, et al. Efficacy of breast cancer screening by age. *Cancer* 1995;75:2507-17.
- (9) Brekelmans CTM, Westers P, Faber JAJ, Peeters PHM, Collette HJA. Age specific sensitivity and sojourn time in a breast cancer screening programme (DOM) in The Netherlands : a comparison of different methods. *J Epidemiol Community Health* 1996;50:68-71.
- (10) Kerlikowske K, Grady D, Barclay J, Sickles EA, Ernster V. Effect of age, breast density, and family history on the sensitivity of first screening mammography. *JAMA* 1996;276:33-8.
- (11) Kerlikowske K, Grady D, Barclay J, Sickles EA, Ernster V. Likelihood ratios for modern screening mammography. *JAMA* 1996;276:39-43.
- (12) Lidbrink E, Elfving J, Frisell J, Jonsson E. Neglected aspects of false positive findings of mammography in breast cancer screening : analysis of false positive cases from the Stockholm trial. *Brit Med J* 1996;312:273-6.

- (13) Rosenberg R, Hunt W, Williamson M, Gilliland F, Wiest P, Kelsey C, et al. Effects of age, breast density, ethnicity, and estrogen replacement therapy on screening mammographic sensitivity and cancer stage at diagnosis : review of 183, 134 screening mammograms in Albuquerque, New Mexico. *Radiology* 1998;209:511-8.
- (14) Mushlin AI, Kouides RW, Shapiro DE. Estimating the accuracy of screening mammography : A meta-analysis. *Am J Prev Med* 1998;14:143-53.
- (15) Lehman CD, White E, Peacock S, Drucker MJ, Urban N. Effect of age and breast density on screening mammograms with false-positive findings. *Am J Roentgenol* 1999;173:1651-5.
- (16) Baines CJ, Dayan R. A tangled web : factors likely to affect the efficacy of screening mammography. *J Natl Cancer Inst* 1999;91:833-8.
- (17) Feig SA. Age-related accuracy of screening mammography : how should it be measured? *Radiology* 2000;214:633-40.
- (18) Christiansen CL, Wang F, Barton MB, Kreuter W, Elmore JG, Gelfand AE, et al. Predicting the cumulative risk of false-positive mammograms. *J Natl Cancer Inst* 2000;92:1657-66.
- (19) Yankaskas B, Cleveland R, Schell M, Kozar R. Association of recall rates with sensitivity and positive predictive values of screening mammography. *Am J Roentgenol* 2001;177:543 - 9.
- (20) Elmore J, Miglioretti D, Reisch L, Barton M, Kreuter W, Christiansen C, et al. Screening mammograms by community radiologists: variability in false-positive rates. *J Natl Cancer Inst* 2002;94:1373-80.
- (21) Van Gils CH, Otten JDM, Hendriks JHCL, Holland R, Straatman H, M. Verbeek ALM. High mammographic breast density and its implications for the early detection of breast cancer. *J Med Screen* 1999;6:200-4.
- (22) Mandelson MT, Oestreicher N, Porter PL, White D, Finder CA, Taplin SH, et al. Breast density as a predictor of mammographic detection : comparison of interval- and screen-detected cancers. *J Natl Cancer Inst* 2000;92:1081-7.
- (23) Sala E, Warren R, McCann J, Duffy S, Day N, Luben R. Mammographic parenchymal patterns and mode of detection : implications for the breast screening programme. *J Med Screen* 1998;5:207-12.
- (24) Kolb TM, Lichy J, Newhouse JH. Occult cancer in women with dense breasts : detection with screening US--diagnostic yield and tumor characteristics. *Radiology* 1998;207:191-9.
- (25) Litherland JC, Evans AJ, Wilson ARM. The effect of hormone replacement therapy on recall rate in the National Health Service Breast Screening Programme. *Clin Radiology* 1997;52:276-9.

- (26) Banks E. Hormone replacement therapy and the sensitivity and specificity of breast cancer screening : a review. *J Med Screen* 2001;8:29-35.
- (27) Kavanagh AM, Mitchell H, Giles GG. Hormone replacement therapy and accuracy of mammographic screening. *Lancet* 2000;355:270-74.
- (28) Laya MB, Larson EB, Taplin SH, White E. Effect of estrogen replacement therapy on the specificity and sensitivity of screening mammography. *J Natl Cancer Inst* 1996;88:643-9.
- (29) Guest AR, Helvie MA, Chan HP, Hadjiiski LM, Bailey JE, Roubidoux MA. Adverse effects of increased body weight on quantitative measures of mammographic image quality. *Am J Roentgenol* 2000;175:805-10.
- (30) Hunt KA, Sickles EA. Effect of obesity on screening mammography : outcomes analysis of 88,346 consecutive examinations. *Am J Roentgenol* 2000;174:1251-5.
- (31) Kerlikowske K, Carney P, Geller B, Mandelson M, Taplin S, Malvin K, et al. Performance of screening mammography among women with and without a first-degree relative with breast cancer. *Ann Intern Med* 2000;133:855-63.
- (32) Séradour B, Estève J, Heid P, et al. Hormone replacement therapy and screening mammography: analysis of the results of the Bouches du Rhone programme. *J Med Screen* 1999;6:99-102.
- (33) Banks E, Reeves G, Beral V, Bull D, Crossley B, Simmonds M, et al. Predictors of outcome of mammography in the National Health Service breast screening programme. *J Med Screen* 2002;9:74-82.
- (34) Wolfe JN. Risk for breast cancer development determined by mammographic parenchymal pattern. *Cancer* 1976;37:2486-92.
- (35) Brisson J, Merletti F, Sdowsky NL, Twaddle JA, Morrison AS, Cole P. Mammographic features of the breast and breast cancer risk. *Am J Epidemiol* 1982;115:428-37.
- (36) Boyd N, Lockwood G, Byng J, Tritchler D, Yaffe M. Mammographic densities and breast cancer risk. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 1998;7:1133-44.
- (37) Byrne C, Schairer C, Wolfe J, Parekh, Salane M, Brinton LA, et al. Mammographic features and breast cancer risk : effects with time, age, and menopause status. *J Natl Cancer Inst* 1995;87:1622-9.
- (38) Thurfjell E, Holmberg LH, Persson IR. Screening mammography : sensitivity and specificity in relation to hormone replacement therapy. *Radiology* 1997;203:339-41.
- (39) Nodine CF, Kundel HL, Mello-Thoms C, Weinstein SP, Orel SG, Sullivan DC, et al. How experience and training influence mammography expertise. *Acad Radiol* 1999;6:575-85.

- (40) Elmore JG, Wells CK, Howard DH. Does diagnostic accuracy in mammography depend on radiologists' experience? *J Womens Health* 1998;7:443-9.
- (41) Esserman L, Cowley H, Eberle C, Kirkpatrick A, Ghang S, Berbaum K, et al. Improving the accuracy of mammography : volume and outcome relationship. *J Natl Cancer Inst* 2002;94:369-75.
- (42) Kan L, Olivotto IA, Warren Burhenne LJ, Sickles EA, Coldman AJ. Standardized abnormal interpretation and cancer detection ratios to assess reading volume and reader performance in a breast screening program. *Radiology* 2000;215:563-7.
- (43) Elmore JG, Barton MB, Mocerri VM, Polk S, Arena PJ, Fletcher SW. Ten-year risk of false positive screening mammograms and clinical examinations. *New Engl J Med* 1998;338:1089-96.
- (44) Hébert-Croteau N, Brisson J, Pineault R. Review of organizational factors related to care offered to women with breast cancer. *Epidemiol Rev* 2000;22:228-38.
- (45) Hébert-Croteau N, Brisson J, Latreille J, Blanchette C, Deschenes L. Variations in the treatment of early-stage breast cancer in Quebec between 1988 and 1994. *Can Med Assoc J* 1999;161:951-5.
- (46) Hillner BE, Smith TJ, Desch CE. Hospital and physician volume or specialization and outcomes in cancer treatment : importance in quality of cancer care. *J Clin Oncol* 2000;18:2327-40.
- (47) Luft HS, Bunker JP, Enthoven AC. Should operations be regionalized? The empirical relation between surgical volume and mortality. *N Engl J Med* 1979;301:1364-9.
- (48) Hannan EL. The relation between volume and outcome in health care. *N Engl J Med* 1999;340:1677-9.
- (49) Moskowitz M. Experience enhances mammographic interpretation, doesn't it? *Cancer* 1998;83:2430-1.
- (50) Luft HS, Hunt SS, Maerki SC. The volume-outcome relationship : practice-makes-perfect or selective-referral patterns? *Health Serv Res* 1987;22:157-82.
- (51) Association Canadienne de Radiologie. Programme d'agrément en mammographie. Association canadienne des radiologistes; 2000.
- (52) Théberge I, Brisson J, Major D. Facteurs associés aux variations du taux de détection du cancer du sein, Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS), 1998-1999. Institut National de Santé Publique du Québec; (en préparation).

ANNEXE 1

MÉTHODE POUR L'ESTIMATION DES TAUX DE RÉFÉRENCE AJUSTÉS ET CORRIGÉS

ANNEXE 1

MÉTHODE POUR L'ESTIMATION DES TAUX DE RÉFÉRENCE AJUSTÉS ET CORRIGÉS

Des taux de référence ajustés et corrigés pour chaque catégorie i du facteur en question (TR_{ai}) ont été dérivés dans le but d'illustrer les rapports de taux de référence (RTR_{ai}) d'une façon qui puisse être plus facile à comprendre intuitivement. La méthode utilise trois résultats de base : le taux de référence brut global (TR_b), la proportion des femmes qui sont classées dans la catégorie i du facteur en question (W_i) et les estimés des rapports de taux de référence ajustés (RTR_{ai}) obtenus du modèle log linéaire multivarié pour chaque catégorie i du facteur.

Il est connu que :

$$TR_b = \sum_i W_i TR_{bo} RTR_{bi}$$

Dans cette formule, l'indice b indique que le taux et le rapport de taux de référence sont bruts, i.e. sans ajustement. Ici l'indice i prend la valeur 0 parce qu'il indique la catégorie utilisée comme catégorie de comparaison de base (groupe de référence). Dans la population éligible, TR_b est égal à 0,11.

Pour les fins de la dérivation des taux de référence ajustés et corrigés (TR_{ai}), nous exigeons que :

$$TR_a = \sum_i W_i TR_{ao} RTR_{ai} = 0,11$$

Cette condition signifie que nous exigeons que le taux de référence ajusté global (TR_a) soit une somme pondérée des taux de référence ajustés pour chaque catégorie du facteur et, en plus, qu'il soit égal au taux de référence brut.

Puisque la répartition des femmes (W_i) est connue et que les rapports de taux de référence ajustés (RTR_{ai}) ont été obtenus par régression log linéaire, il est possible de déterminer TR_{ao} .

Ayant TR_{ao} , il est alors possible de dériver chaque TR_{ai} en utilisant la relation suivante :

$$TR_{ai} = RTR_{ai} TR_{ao}$$

ANNEXE 2

TERMES PERMETTANT DE DÉCRIRE LA PERFORMANCE D'UN TEST DE DÉPISTAGE

ANNEXE 2

TERMES PERMETTANT DE DÉCRIRE LA PERFORMANCE D'UN TEST DE DÉPISTAGE

		Cancer du sein		
Mammographie		Présent	Absent	
Anormale	a = vrais positifs (VP)	b = faux positifs (FP)	n_1	
Normale	c = faux négatif (FN)	d = vrai négatif (VN)	n_0	
	m_1	m_0	T	

Prévalence (P) : prévalence du cancer du sein dans la phase pré-clinique détectable au moment du dépistage

$$P = \frac{m_1}{T}$$

Sensibilité (Se) : capacité d'un test à identifier les individus malades, donc la proportion de positifs au test parmi les malades

$$Se = \frac{a}{m_1}$$

Spécificité (Sp) : capacité d'un test à identifier les individus sains, donc la proportion de négatifs au test parmi les non malades

$$Sp = \frac{d}{m_0}$$

Valeur prédictive d'un résultat positif (VPP) : probabilité d'un individu dont le test est positif d'avoir la maladie (proportion de vrais positifs parmi tous les positifs au test)

$$\text{VPP} = \frac{a}{n_1}$$

Valeur prédictive d'un résultat négatif (VPN) : probabilité d'un individu dont le test est négatif d'être sain (proportion de vrais négatifs parmi tous les négatifs au test)

$$\text{VPN} = \frac{d}{n_0}$$

Taux de détection de cancer du sein (TD) : proportion de femmes participant au dépistage qui sont atteintes de cancer du sein diagnostiqué suite au dépistage

$$\text{TD} = \frac{a}{T}$$

Taux de faux positifs (TFP) : proportion de femmes participant au dépistage avec mammographie anormale mais sans cancer du sein après investigation

$$\text{TFP} = \frac{b}{T}$$

Ce terme est aussi utilisé pour représenter l'inverse de la spécificité (i.e. 1 – spécificité) parce que m_0 et T sont presque égaux dans le cadre du dépistage du cancer du sein :

$$\text{TFP} = \frac{b}{m_0}$$

Taux de référence pour investigation (TR) : proportion de femmes participant au dépistage dont la mammographie a été interprétée comme anormale

$$\text{TR} = \frac{n_1}{T}$$



information



formation



recherche



coopération
internationale

VALIDATION DE STRATÉGIES POUR OBTENIR LE TAUX DE DÉTECTION
DU CANCER, LA VALEUR PRÉDICTIVE POSITIVE, LA PROPORTION
DES CANCERS *IN SITU*, LA PROPORTION DES CANCERS INFILTRANTS
DE PETITE TAILLE ET LA PROPORTION DES CANCERS INFILTRANTS
SANS ENVAHISSEMENT GANGLIONNAIRE DANS LE CADRE DES
DONNÉES FOURNIES PAR LE PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE
DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN (PQDCS)

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC

VALIDATION DE STRATÉGIES POUR OBTENIR LE TAUX DE DÉTECTION
DU CANCER, LA VALEUR PRÉDICTIVE POSITIVE, LA PROPORTION
DES CANCERS *IN SITU*, LA PROPORTION DES CANCERS INFILTRANTS
DE PETITE TAILLE ET LA PROPORTION DES CANCERS INFILTRANTS
SANS ENVAHISSEMENT GANGLIONNAIRE DANS LE CADRE DES
DONNÉES FOURNIES PAR LE PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE
DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN (PQDCS)

DIRECTION DES SYSTÈMES DE SOINS ET SERVICES

AVRIL 2003

AUTEURS

Isabelle Thériège, M.Sc.

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Diane Major, Ph.D.

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

André Langlois, M.Sc.

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Jacques Brisson, M.D., D.Sc.

Direction des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Ces travaux ont été financés par la Direction générale de la santé publique du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec et par Santé Canada.

***Ce document est disponible en version intégrale sur le site Web de l'INSPQ : <http://www.inspq.qc.ca>
Reproduction autorisée à des fins non commerciales à la condition d'en mentionner la source.***

CONCEPTION GRAPHIQUE
Marie Pier Roy

DOCUMENT DÉPOSÉ À SANTÉCOM ([HTTP://WWW.SANTECOM.QC.CA](http://www.santecom.qc.ca))
COTE : INSPQ-2003-029

DÉPÔT LÉGAL – 3^e TRIMESTRE 2003
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU CANADA
ISBN 2-550-41280-X

©Institut national de santé publique du Québec (2003)

ÉTABLISSEMENTS DE SANTÉ AU QUÉBEC QUI ONT COLLABORÉ À CETTE ÉTUDE

C.H. Anna-Laberge, Châteauguay	C.H.A.U.Q.- Pavillon St-Sacrement, Québec
C.H. Beauce-Étchemin, Saint-Georges	C.H.U.M.- Hôpital Notre-Dame, Montréal
C.H. de la région de l'Amiante, Thetford Mines	C.H.U.M.- Hôpital St-Luc, Montréal
C.H. de Lachine, Lachine	C.H.U.M.- Hôtel-Dieu de Montréal, Montréal
C.H. de l'Archipel, Cap-aux-Meules	C.H.U.Q.- Pavillon CHUL, Sainte-Foy
C.H. de Verdun, Verdun	C.H.U.Q.- Pavillon Hôtel-Dieu de Québec, Québec
C.H. des Vallées de l'Outaouais- Pavillon de Gatineau, Gatineau	C.H.U.Q.- Pavillon St-François d'Assise, Québec
C.H. des Vallées de l'Outaouais- Pavillon de Hull, Hull	C.H.U.S.- Site Fleurimont, Sherbrooke
C.H. du Suroît Salaberry-de-Valleyfield, Valleyfield	C.U.S.M.- Hôpital Général de Montréal, Montréal
C.H. et Centre de réadaptation Antoine-Labelle, Des Ruisseaux	C.U.S.M.- Hôpital Royal Victoria, Montréal
C.H. Fleury, Montréal	C.U.S.M.- L'hôpital Général Juif Sir Mortimer B. Davis, Montréal
C.H. Granby, Granby	Centre de radiologie Rive-Sud, Longueuil
C.H. Hôtel-Dieu d'Amos, Amos	Centre de radiologie West Island, Montréal
C.H. Hôtel-Dieu d'Arthabaska, Victoriaville	Centre d'obstétrique et de gynécologie de Loretteville, Québec
C.H. Hôtel-Dieu de Sorel, Sorel	Centre du sein Ville Marie, Montréal
C.H. Pierre-Boucher, Longueuil	Centre radiologique Fleury, Montréal
C.H. Pierre-Le Gardeur, Repentigny	Centre radiologique Ville-Marie, Montréal
C.H. régional de Baie-Comeau- Pavillon Le Royer, Baie-Comeau	Cité de la santé de Laval, Laval
C.H. régional de la Mauricie, Shawinigan-Sud	Clinique de radiologie CLM, Greenfield Park
C.H. régional de Lanaudière, Saint-Charles Borromée	Clinique de radiologie St-Pascal, Québec
C.H. régional de Rimouski, Rimouski	Clinique radiologique Audet, Québec
C.H. régional de Sept-Îles, Sept-Îles	Clinique radiologique Beloeil St-Hilaire, Beloeil
C.H. régional de Trois-Rivières- Pavillon St-Joseph, Trois-Rivières	Clinique radiologique Clarke, Montréal
C.H. régional Ste-Marie, Trois-Rivières	Clinique radiologique de Granby, Granby
C.H. régional du Grand Portage, Rivière-du-Loup	Clinique radiologique de la Capitale, Québec
C.H. Rouyn-Noranda, Rouyn-Noranda	Clinique radiologique de Valleyfield, Valleyfield
C.H. St.Mary, Montréal	Clinique radiologique de Verdun, Verdun
C.H. Ste-Croix, Drummondville	Clinique radiologique du Haut-Richelieu, St-Jean-sur-Richelieu
C.H. St-Eustache, Saint-Eustache	Clinique radiologique St-Louis, Québec
C.H.A.- Hôtel-Dieu de Lévis, Lévis	Complexe hospitalier de la Sagamie, Chicoutimi
C.H.A.U.Q.- Pavillon de l'Enfant-Jésus, Québec	Ellendale Radiological Clinic, Montréal
	Hôpital Brome-Missisquoi-Perkins, Cowansville
	Hôpital Charles-Lemoyne, Greenfield Park
	Hôpital Christ-Roi, Québec

Hôpital d'Argenteuil, Lachute	R.S.S.S. des Aurores boréales, La Sarre
Hôpital du Haut-Richelieu, St-Jean-sur-Richelieu	Radiologie Bois-de-Boulogne, Montréal
Hôpital du Sacré-Cœur de Montréal, Montréal	Radiologie Domus Medica, Montréal
Hôpital Général du Lakeshore, Pointe-Claire	Radiologie Médicentre Lasalle (Rad-Echo LaSalle), Lasalle
Hôpital Hôtel-Dieu de Montmagny, Montmagny	Radiologie P.B., Longueuil
Hôpital Jean-Talon, Montréal	Radiologie Varad, Montréal
Hôpital La Providence de Magog, Magog	Réseau santé Richelieu-Yamaska- Pavillon Honoré- Mercier, Saint-Hyacinthe
Hôpital Laval, Sainte-Foy	Service de radiologie Grenet, Laval
Hôpital Maisonneuve-Rosemont, Montréal	Services radiologie Ville-Marie, Montréal
Hôpital Notre-Dame de Ste-Croix, Montréal	Services radiologiques de Joliette, St-Charles-Borromée
Hôpital Santa Cabrini, Montréal	Verdun Lasalle Medical Clinic, Verdun
Hôtel-Dieu de St-Jérôme, Saint-Jérôme	
Léger et associés, radiologistes, Montréal	
Les services radiologiques de Montréal, Montréal	

SOMMAIRE

L'évaluation d'un programme de dépistage du cancer du sein à l'aide d'indicateurs de performance est un processus important dès les premières années d'implantation. Le taux de détection, le pourcentage des cancers de type *in situ*, le pourcentage des cancers infiltrants de petite taille et le pourcentage des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire sont des indicateurs importants de performance. Cependant, le système d'informations du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (SI-PQDCS) ne permet pas toujours d'obtenir les informations nécessaires à leur évaluation et ce, pour une proportion importante de femmes.

La présente étude a comme objectif premier d'élaborer et de valider trois stratégies afin d'obtenir les informations nécessaires à l'estimation du taux de détection, du pourcentage des cancers de type *in situ*, du pourcentage des cancers infiltrants de petite taille et du pourcentage des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire. La première stratégie permet d'identifier les femmes avec un diagnostic de cancer du sein suite à une mammographie de dépistage anormale. Le type de cancer du sein (infiltrant ou *in situ*) diagnostiqué chez ces femmes est déterminé par la seconde stratégie. La dernière stratégie permet d'obtenir la taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire des cancers infiltrants. Enfin, l'étude visait à estimer les efforts nécessaires à l'utilisation de ces stratégies et d'évaluer la possibilité de répéter ces stratégies sur une base annuelle afin d'alimenter le SI-PQDCS ainsi que la banque de données de l'Initiative canadienne de dépistage du cancer du sein (CBCSD).

La stratégie d'identification des femmes avec cancer du sein porte sur les 20 697 femmes de 50-69 ans ayant une mammographie de dépistage anormale entre 1998-1999 dans le cadre du PQDCS. Cette stratégie se base sur l'utilisation de trois bases de données, soit le SI-PQDCS, le fichier MedEcho et les actes médicaux reliés aux maladies du sein facturés à la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ). Pour la validation de cette stratégie, les rapports de pathologie confirmant le diagnostic de cancer du sein chez les femmes dont la stratégie a présumé un tel diagnostic (n=1 153) ont été demandés aux établissements concernés. Les rapports médicaux confirmant un résultat d'investigation bénin ont été demandés pour un échantillon de femmes sans diagnostic de cancer du sein selon la stratégie (n=844). La validité de la stratégie est estimée en comparant le résultat présumé à celui obtenu selon les rapports médicaux. Le type des cancers du sein est ensuite identifié par la seconde stratégie en se basant sur l'utilisation du SI-PQDCS et du fichier MedEcho. La validité de cette seconde stratégie est également estimée en comparant le type de cancer présumé au type de cancer inscrit dans les rapports de pathologie obtenus. Finalement, pour les cancers infiltrants, la troisième stratégie permet d'obtenir la taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire des cancers à l'aide du SI-PQDCS et des rapports de pathologie. La validité du SI-PQDCS concernant ces caractéristiques des cancers infiltrants est estimée en les comparant à celles inscrites aux rapports de pathologie.

La stratégie d'identification des femmes avec un cancer du sein s'avère valide avec un sensibilité estimée à 98,9 % et une spécificité à 99,7 %. En se basant sur cette stratégie, le taux de détection de cancer du sein pour les femmes de 50-69 ans ayant passé une première mammographie de dépistage dans le cadre du PQDCS en 1998-1999 est de 6,0 cancers/1 000 femmes. La valeur prédictive positive est de 5,5 %. La stratégie permettant d'identifier le type des cancers du sein s'avère adéquate avec une concordance

de 96 % entre le type de cancer présumé et le type de cancer validé selon les rapports de pathologie. La proportion des cancers du sein *in situ* détectés suite à une mammographie de dépistage anormale en 1998-1999 est de 21 %. Les informations présentes au SI-PQDCS concernant la taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire des cancers infiltrants s'avèrent également adéquates (concordance de 97 % pour la taille de la tumeur et 98 % pour l'envahissement ganglionnaire entre les données du SI-PQDCS et les rapports de pathologie). Cependant, en raison de la faible proportion de femmes pour lesquelles les données sur la taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire est présente au SI-PQDCS, l'obtention des rapports de pathologie sera nécessaire pour déterminer ces caractéristiques des cancers infiltrants. La proportion des cancers infiltrants dont la taille est égale ou inférieure à 1 cm est de 42 % chez les femmes ayant eu une mammographie de dépistage anormale en 1998-1999. La proportion des cancers du sein infiltrants sans envahissement ganglionnaire est de 72 %.

Les stratégies élaborées permettent donc d'estimer les indicateurs de performance tels le taux de détection, la valeur prédictive positive, la proportion des cancers *in situ*, la proportion des cancers infiltrants de petite taille et la proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire. Ces stratégies pourraient être utilisées annuellement afin d'alimenter régulièrement le SI-PQDCS ainsi que la banque de données de l'Initiative canadienne de dépistage du cancer du sein (CBCSD). Cependant, l'estimation des deux derniers indicateurs exigera l'obtention annuelle des rapports de pathologie pour les femmes dont les données du SI-PQDCS sont incomplètes en ce qui concerne la taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire à la pathologie. Au fur et à mesure où le SI-PQDCS deviendra plus complet, les efforts attribuables à l'application des différentes stratégies diminuera.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX ET DES FIGURES	VI
1. PROBLÉMATIQUE	1
2. OBJECTIFS	3
3. PRÉSENTATION DES STRATÉGIES ET DE LEUR VALIDATION	5
3.1. Identification des cancers du sein	5
3.2. Identification du type de cancer	9
3.3. Identification de la taille de la tumeur et de l'envahissement ganglionnaire	9
4. COLLECTE DE DONNÉES	11
5. RÉSULTATS	13
5.1. Réponse des établissements sollicités	13
5.2. Validité de la stratégie d'identification des cancers du sein	13
5.3. Estimation du taux de détection et de la valeur prédictive positive	17
5.4. Validité de la stratégie d'identification du type de cancer du sein	17
5.5. Estimation de la proportion des cancers du sein <i>in situ</i>	18
5.6. Validité de la stratégie d'identification de la taille de la tumeur à la pathologie et de l'envahissement ganglionnaire.....	18
5.7. Estimation de la proportion des cancers infiltrants de petite taille et estimation de la proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire.....	19
6. DISCUSSION.....	21
6.1. Validité de la stratégie d'identification des cancers du sein	21
6.2. Validité de la stratégie d'identification du type de cancer du sein	21
6.3. Validité de la stratégie d'identification de la taille de la tumeur et de l'envahissement ganglionnaire	22
6.4. Évaluation de la fréquence à laquelle ces stratégies pourraient être répétées et estimer les efforts que nécessiteraient ces activités pour alimenter régulièrement le SI-PQDCS ainsi que la banque de données de l'Initiative canadienne de dépistage du cancer du sein (CBCSD).....	22
7. CONCLUSION	25
ANNEXE 1 LISTE DES ACTES DEMANDÉS À LA RAMQ.....	27

LISTE DES TABLEAUX ET DES FIGURES

Tableau 1	Regroupement des femmes selon les actes médicaux facturés à la RAMQ.....	6
Figure 1	Répartition des femmes selon la démarche pour repérer les cas de cancer du sein présumé suite à une mammographie de dépistage anormale	7
Figure 2	Répartition des 1 153 cas de cancer du sein présumés selon les différentes bases de données utilisées pour leur identification	8
Tableau 2	Distribution des 20 697 femmes avec une mammographie de dépistage anormale selon leur diagnostic présumé par la stratégie d'identification des cas de cancer du sein.....	8
Tableau 3	Répartition des établissements sollicités pour l'identification des femmes avec cancer présumé et des femmes avec lésion présumée bénigne.....	13
Tableau 4	Estimation de la valeur prédictive pour les 1 153 femmes avec cancer présumé selon la stratégie d'identification des cas de cancer du sein.....	14
Tableau 5	Estimation de la valeur prédictive pour les 19 544 femmes avec lésion présumée bénigne selon les fichiers SI-PQDCS, MedEcho et RAMQ.....	15
Figure 3	Estimation de la valeur prédictive, de la sensibilité et de la spécificité de la stratégie d'identification des cancers du sein pour les 20 697 femmes avec mammographies anormales	16
Tableau 6	Taux de détection et valeur prédictive positive, PQDCS 1998-1999.....	17
Figure 4	Concordance entre la stratégie d'identification du type de cancer et les rapports de pathologie obtenus	18
Figure 5	Concordance entre la stratégie utilisant les données du SI-PQDCS et les rapports de pathologie obtenus concernant la taille des tumeurs infiltrantes	19
Figure 6	Concordance entre la stratégie utilisant les données du SI-PQDCS et les rapports de pathologie obtenus concernant l'envahissement ganglionnaire des cancers infiltrants	19
Tableau 7	Proportion des cancers infiltrants de petite taille et proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire, PQDCS 1998-1999	20
Tableau 8	Étapes et échéancier prévu afin d'estimer les différents indicateurs de performance résultant de l'utilisation des trois stratégies.....	24

1. PROBLÉMATIQUE

Dans le cadre du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS), l'identification des cas de cancer devait se faire à l'aide du système d'information du PQDCS (SI-PQDCS). Cependant, le retard dans les négociations et la signature d'une entente avec les médecins spécialistes, concernant la rémunération, fait en sorte que certaines données ne sont pas entrées au SI-PQDCS. De plus, dû au fait que les femmes peuvent consulter dans des centres non-désignés par le PQDCS pour l'investigation suite à une mammographie anormale, les données relatives aux diagnostics posés, suite à une mammographie anormale, ne sont pas documentées au SI-PQDCS, pour une certaine proportion de femmes.

Le Fichier des Tumeurs du Québec (FTQ) aurait aussi pu s'avérer un outil utile pour identifier la plupart des femmes avec un diagnostic de cancer du sein suite à une mammographie anormale. Cependant, le FTQ a plusieurs années de retard (les données les plus récentes, au moment de leur recueil, étaient celles de 1998) et n'a donc pas pu être utilisé pour identifier les cancers détectés parmi les femmes avec mammographie de dépistage anormale entre mai 1998 et décembre 1999.

Pour pallier cette situation, une stratégie alternative a dû être élaborée afin d'identifier les femmes avec diagnostic de cancer du sein suite à une mammographie de dépistage anormale. Cette stratégie se base sur trois fichiers, soit le SI-PQDCS, le fichier MedEcho et le fichier des actes médicaux de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ).

Une seconde stratégie a dû être élaborée afin de déterminer le type de cancer diagnostiqué par la mammographie de dépistage (cancer infiltrant ou cancer *in situ*). Pour ce faire, l'utilisation du SI-PQDCS et du fichier MedEcho est nécessaire.

Finalement, une dernière stratégie a dû être élaborée afin de déterminer la taille de la tumeur ainsi que l'envahissement ganglionnaire des cancers infiltrants. Ces caractéristiques des cancers infiltrants sont présentes au SI-PQDCS ou dans le dossier médical des femmes.

2. OBJECTIFS

Les objectifs du projet sont de :

1. Développer et valider une stratégie d'identification des femmes avec diagnostic de cancer du sein suite à une mammographie de dépistage anormale passée dans le cadre du PQDCS en comparant le diagnostic présumé, selon la stratégie qui est basée sur les données du SI-PQDCS, de MedEcho et de la RAMQ, avec le diagnostic final trouvé dans le dossier des participantes concernées.
2. Développer une stratégie afin d'obtenir le type de cancer détecté par la mammographie de dépistage (i.e. infiltrant ou *in situ*) et valider l'information, sur le type de cancer, obtenue du SI-PQDCS et du fichier MedEcho.
3. Développer une stratégie afin d'obtenir la taille de la tumeur à la pathologie et l'envahissement ganglionnaire des cancers infiltrants et valider ces caractéristiques obtenues du SI-PQDCS.
4. Évaluer la fréquence à laquelle ces stratégies pourraient être répétées et estimer les efforts que nécessiteraient ces activités pour alimenter régulièrement le SI-PQDCS ainsi que la banque de données de l'Initiative canadienne de dépistage du cancer du sein (CBCSD).

3. PRÉSENTATION DES STRATÉGIES ET DE LEUR VALIDATION

3.1. Identification des cancers du sein

La stratégie porte sur l'identification des cas de cancer du sein diagnostiqués parmi les 20 697 femmes qui ont eu une mammographie anormale entre le 13 mai 1998 et le 31 décembre 1999. Trois différentes bases de données ont été utilisées, soit le système d'information du PQDCS (SI-PQDCS), le fichier MedEcho et certains actes de la RAMQ. Pour certaines femmes, l'investigation diagnostique suivant une mammographie anormale est documentée dans le SI-PQDCS. Les données présentes au SI-PQDCS incluent les examens effectués, la date de l'examen, l'établissement où ont eu lieu les examens d'investigation, de même que le résultat de l'investigation. Au moment de cette analyse, les données d'investigation diagnostique, disponibles au SI-PQDCS, couvrent la période allant du 13 mai 1998 jusqu'au 30 juin 2001.

Le second fichier utilisé pour identifier les cas de cancer (MedEcho) regroupe toutes les informations concernant les femmes ayant eu un séjour hospitalier pour soins de courte durée ou une admission en chirurgie d'un jour, avec un diagnostic de cancer du sein (soit les codes CIM-9 174 et 233.0). Ce code présent au fichier MedEcho permet de classer le cancer du sein selon son type (soit infiltrant ou *in situ*). Les données que contient ce fichier ont été obtenues pour la période allant du 1er mai 1998 au 30 juin 2000.

Finalement, certains actes reliés aux maladies du sein (ex. : mammographie diagnostique, biopsie, mastectomie; annexe 1) ont été obtenus de la RAMQ pour l'ensemble des femmes avec une mammographie anormale, réalisée entre le 13 mai 1998 et le 31 décembre 1999. La RAMQ nous a fourni pour chaque femme les actes facturés entre le 1er mai 1998 et le 30 juin 2000, la date de la réalisation de l'acte et le numéro de l'établissement où l'acte a été réalisé. Les actes ont été regroupés selon le degré d'importance de l'acte posé par rapport à la possibilité d'un diagnostic de cancer du sein (Tableau 1). Par la suite, chacune des femmes a été assignée dans le groupe d'actes le plus grave en importance. Les types d'actes inclus dans le groupe chirurgie liée au cancer du sein sont hautement suggestifs d'un diagnostic de cancer du sein. En effet, des actes tels des mastectomies totales ou des mastectomies partielles avec évidement axillaire, de même que l'utilisation de la curiethérapie au sein, permettent de présumer que la femme a eu un diagnostic de cancer du sein.

Parmi les 20 697 femmes qui ont eu une mammographie anormale entre le 13 mai 1998 et le 31 décembre 1999 (Figure 1), 13 756 (66 %) avaient leur diagnostic documenté au SI-PQDCS. Un total de 624 cas de cancer a été identifié par le SI-PQDCS. Parmi les 13 132 femmes, dont le résultat de l'investigation diagnostique est documenté comme étant bénin dans le SI-PQDCS, 70 ont eu un diagnostic de cancer du sein selon le fichier MedEcho ou se trouvaient dans le groupe chirurgie liée au cancer du sein selon la RAMQ. Donc, parmi les femmes avec un diagnostic documenté au SI-PQDCS, un total de 13 062 femmes semble n'avoir aucun diagnostic présumé de cancer du sein, d'après les trois fichiers utilisés.

Pour les femmes avec mammographie de dépistage anormale, dont les détails de l'investigation n'étaient pas présents dans le SI-PQDCS (n=6 941 femmes), les données du SI-PQDCS ont été jumelées avec le fichier MedEcho et celles de la RAMQ. Les jumelages ont été faits à partir d'un numéro unique pour chaque femme, soit le numéro d'assurance maladie. Pour un total de 459 femmes avec un cancer du sein présumé, 444 ont été identifiées grâce au fichier MedEcho et 15 grâce aux données de la RAMQ.

Finalement, 6 482 femmes ne font partie d'aucun fichier ou groupe d'actes RAMQ pouvant laisser présumer un diagnostic de cancer du sein. Ces femmes sont réparties selon différents groupes d'actes de la RAMQ présumés bénins. Les femmes classées dans le groupe dépistage (893 femmes), imagerie diagnostique (4 029 femmes), ponction ou trocart (1 047 femmes) ou biopsie ouverte (469 femmes) sont considérées comme ayant une lésion présumée bénigne. Le groupe traitement adjuvant (44 femmes) est susceptible de comprendre des femmes avec un diagnostic de cancer, mais pour les fins de la stratégie, elles sont aussi considérées comme ayant une lésion présumée bénigne.

Donc, parmi les 20 697 femmes avec une mammographie anormale, 1 153 ont un diagnostic de cancer du sein présumé (figure 2) et 19 544 ont une lésion présumée bénigne (se référer au tableau 2 plus loin).

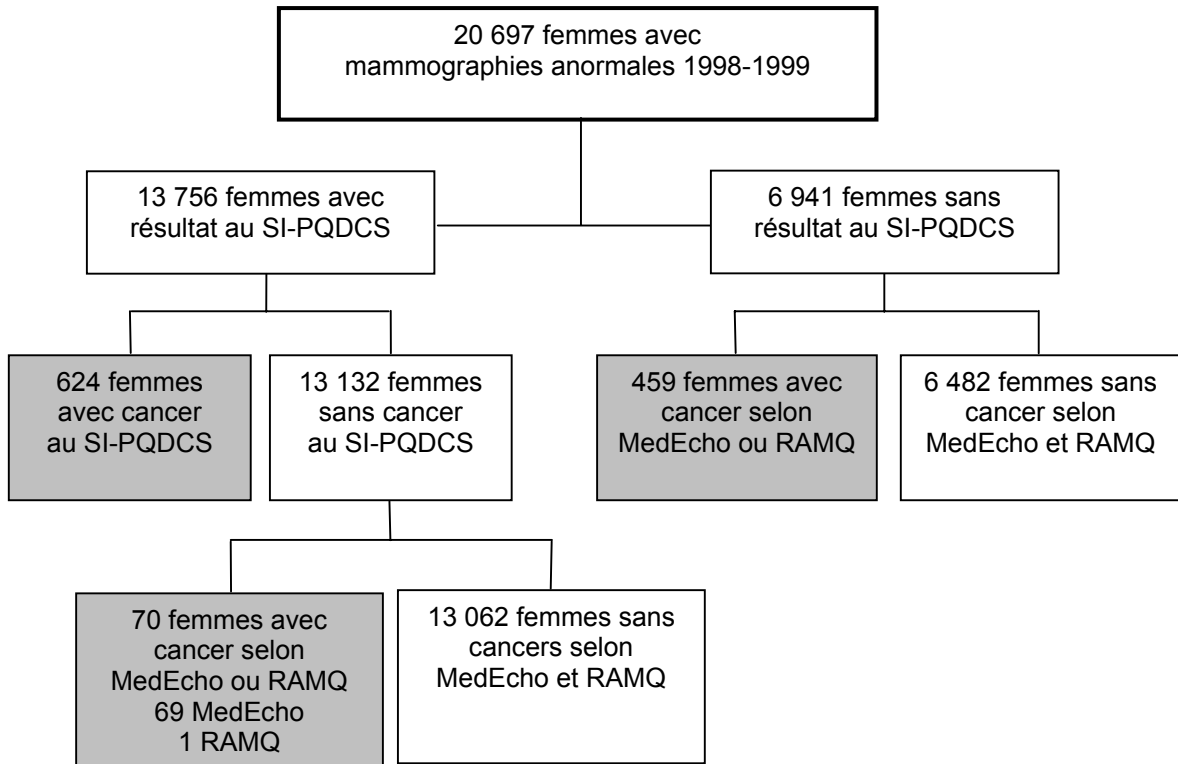
Tableau 1

Regroupement des femmes selon les actes médicaux facturés à la RAMQ

Groupe RAMQ	Profil d'investigation
Dépistage	Femmes n'ayant eu qu'une mammographie de dépistage
Imagerie diagnostique	Femmes ayant eu <u>au maximum</u> un acte d'imagerie, soit une mammographie diagnostique et/ou une échographie et/ou toute autre investigation radiologique (galactographie, kystographie mammaire)
Ponction ou trocart	Femmes ayant eu <u>au maximum</u> une ou des biopsies à l'aiguille, biopsies sous-guidage stéréotaxiques ou sous guidage échoscopique, cytologie à l'aiguille
Biopsie ouverte	Femmes ayant eu <u>au maximum</u> une ou des excisions de lésion bénigne, tumorectomie ou mastectomie partielle
Traitement adjuvant	Femmes faisant partie du groupe imagerie diagnostique ou ponction ou trocart ou biopsie ouverte et qui ont eu au moins un « traitement adjuvant », c'est-à-dire chimiothérapie et/ou radiothérapie
Chirurgie liée au cancer du sein	Femmes ayant au moins une mastectomie partielle avec évidemment axillaire, une mastectomie totale avec ou sans évidemment axillaire, excision du mamelon, exérèse de ganglion(s) sentinelle(s), curiethérapie au sein

Figure 1

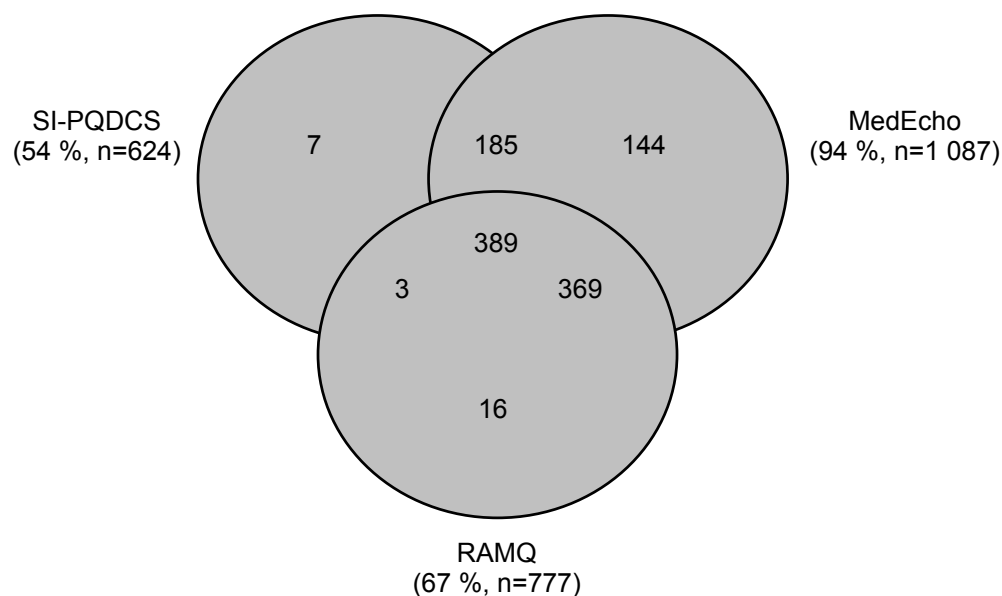
Répartition des femmes selon la démarche pour repérer les cas de cancer
du sein présumé suite à une mammographie de dépistage anormale



SI-PQDCS : Système d'information du PQDCS ; **MedEcho** : données de séjours hospitaliers pour soins de courte durée et les admissions en chirurgie d'un jour concernant les cancers du sein (code CIM-9 174 et 233.0) ; **RAMQ** : Régie de l'assurance maladie du Québec

Figure 2

Répartition des 1 153 cas de cancer du sein présumés selon les différentes bases de données utilisées pour leur identification



SI-PQDCS : Système d'information du PQDCS; **MedEcho** : données de séjours hospitaliers pour soins de courte durée et les admissions en chirurgie d'un jour concernant les cancers du sein (code CIM-9 174 et 233.0); **RAMQ** : Régie de l'assurance maladie du Québec

Tableau 2

Distribution des 20 697 femmes avec une mammographie de dépistage anormale selon leur diagnostic présumé par la stratégie d'identification des cas de cancer du sein

Diagnostic présumé	Nombre total de femmes	Nombre de femmes échantillonnées pour l'évaluation de la stratégie
Cancer	1 153	1 153
Lésion bénigne- SI-PQDCS	13 062	---
Lésion bénigne- groupe RAMQ		
Dépistage	893	200
Imagerie	4 029	200
Ponction ou trocart	1 047	200
Biopsie ouverte	469	200
Traitement adjuvant	44	44

Afin de valider la stratégie d'identification des cancers du sein, les rapports de pathologie prouvant ce diagnostic ont été obtenus des établissements concernés, pour toutes les femmes avec un cancer présumé. De plus, pour un échantillon de femmes avec un résultat d'investigation bénin selon la stratégie, une copie des rapports médicaux reliés aux seins (ex. : rapport d'imagerie, de cytologie, de biopsie) a été obtenue. La validité de la stratégie d'identification est calculée en comparant le résultat présumé à celui obtenu par les rapports des dossiers médicaux.

3.2. Identification du type de cancer

Afin de déterminer le type de cancer du sein détecté par le PQDCS, deux différentes bases de données ont été utilisées. Tout d'abord, parmi les 1 153 femmes avec un cancer du sein présumé, 421 (36 %) d'entre elles ont leur type de cancer documenté dans le SI-PQDCS. Puisque celui-ci n'est documenté au SI-PQDCS que pour environ le tiers des femmes avec un cancer du sein, le fichier MedEcho a également été utilisé. Donc, le type de cancer est déterminé tout d'abord par le SI-PQDCS et ensuite, pour celles dont le type de cancer n'est pas présent au SI-PQDCS, par le fichier MedEcho. La validité de l'information concernant le type de cancer est évaluée en comparant le résultat obtenu par la stratégie (soit le SI-PQDCS et le fichier MedEcho) aux rapports de pathologie reçus.

3.3. Identification de la taille de la tumeur et de l'envahissement ganglionnaire

Les informations sur la taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire pour les cancers infiltrants sont présentes seulement au SI-PQDCS. Donc, pour les femmes dont la taille de la tumeur et/ou l'envahissement ganglionnaire ne sont pas présents au SI-PQDCS, les rapports de pathologie incluant ces informations doivent être obtenus.

La validité des informations concernant la taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire retrouvées au SI-PQDCS est évaluée en comparant ces informations à celles des rapports de pathologie obtenus.

4. COLLECTE DE DONNÉES

Pour chacune des 1 153 femmes avec cancer du sein présumé, une copie des rapports de pathologie a été demandée aux archives des établissements concernés afin de confirmer le diagnostic de cancer.

Pour les 13 062 femmes, dont le résultat de l'investigation diagnostique est présumé bénin selon le SI-PQDCS, MedEcho et les actes de la RAMQ, aucune démarche supplémentaire n'a été entreprise afin de vérifier le résultat de l'investigation. Ces femmes sont considérées comme ayant un résultat d'investigation bénin confirmé.

Pour les autres 6 482 femmes, dont le diagnostic n'est pas confirmé au SI-PQDCS et que la stratégie classe comme ayant une lésion présumée bénigne, une copie des pièces du dossier médical reliées aux maladies du sein (ex. : rapport d'imagerie, de cytologie ou de biopsie) a été demandée (tableau 2). Une telle demande a été faite pour un échantillon aléatoire de 200 femmes du groupe dépistage (22,4 % des 893 femmes), 200 femmes du groupe imagerie diagnostique (5,0 % des 4 029 femmes), 200 femmes du groupe ponction ou trocart (19,1 % des 1 047 femmes) et 200 femmes du groupe biopsie ouverte (42,6 % des 469 femmes). Une demande a également été faite afin d'obtenir une copie des pièces du dossier médical pour les 44 femmes du groupe traitement adjuvant.

Donc, afin de valider les différentes stratégies, un total de 1 997 demandes devait être envoyé, réparti dans 108 établissements dont 68 hôpitaux et 40 établissements privés. Cependant, les demandes concernant 10 cliniques privées n'ont pu être acheminées puisque leur adresse n'a pas été trouvée à partir des données de la RAMQ.

5. RÉSULTATS

5.1. Réponse des établissements sollicités

Les copies des rapports de pathologie ou des rapports d'actes médicaux reliés aux maladies du sein ont été reçues pour 1 699 des 1 997 femmes pour lesquelles une demande a été faite (85 %). Le tableau 3 détaille le nombre d'établissements sollicités ainsi que le nombre d'établissements ayant répondu à la demande.

Tableau 3

Répartition des établissements sollicités pour l'identification des femmes avec cancer présumé et des femmes avec lésion présumée bénigne

	Nombre d'établissements n	Nombre d'établissements pour lesquels des rapports médicaux des femmes ont été reçus n (%)
Hôpitaux	68	63 (93)
Cliniques privées	40 *	26 (65)
Total	108	88 (81)

* Les demandes concernant 10 cliniques privées n'ont pu être acheminées puisque leur adresse n'a pas été trouvée.

5.2. Validité de la stratégie d'identification des cancers du sein

Cancers présumés

Les copies des rapports de pathologie ont été reçues pour 1 092 des 1 153 femmes avec cancer présumé (95 %). La validité de la stratégie concernant l'identification des cas de cancer du sein s'estime à l'aide de la valeur prédictive (tableau 4). Celle-ci correspond à la proportion de femmes avec un rapport de pathologie prouvant un diagnostic de cancer du sein, parmi celles avec un cancer du sein présumé par la stratégie. La valeur prédictive des cancers du sein présumés a été calculée selon le fichier qui a permis de poser un diagnostic présumé de cancer. Elle est pondérée selon la proportion des cas identifiés dans MedEcho ou hors MedEcho (soit SI-PQDCS et/ou RAMQ). La valeur prédictive globale pondérée de la stratégie, pour identifier les femmes avec cancers du sein présumés, s'élève à 95,6 %.

Tableau 4

**Estimation de la valeur prédictive pour les 1 153 femmes avec cancer
préssumé selon la stratégie d'identification des cas de cancer du sein**

Fichiers identifiant les femmes	Nombre de femmes		Valeur prédictive %
	total n(%)	malin/reçu	
MedEcho	1 087 (94,3)	1 019/1 033	98,6
SI-PQDCS* ou RAMQ seulement	66 (5,7)	27/59	45,8
Total	1 153 (100,0)	1 046/1 092	95,6 [£]

* *Cancers présumés seulement par le SI-PQDCS et / ou la RAMQ, mais non présents dans le fichier MedEcho*

[£] *Valeur prédictive globale pondérée = (98,6 % × 94,3 %) + (45,8 % × 5,7 %)*

Lésions présumées bénignes

Les copies des rapports d'actes médicaux reliés aux maladies du sein ont été reçues pour 607 des 844 femmes avec lésion présumée bénigne pour lesquelles une demande a été faite (72 %). La proportion des rapports qui a été reçue est différente selon les groupes RAMQ. Cette proportion est de 32 % pour le groupe dépistage (rapports reçus pour 63 femmes/200 femmes), 72 % pour le groupe imagerie diagnostique (rapports reçus pour 144 femmes/200 femmes), 82 % pour le groupe ponction ou trocart (rapports reçus pour 165 femmes/200 femmes), 96 % pour le groupe biopsie ouverte (rapports reçus pour 193 femmes/200 femmes) et 95 % pour le groupe traitement adjuvant (rapports reçus pour 42 femmes/44 femmes).

La valeur prédictive de la stratégie pour identifier les lésions présumées bénignes a été estimée de la même façon que pour les cancers du sein présumés (tableau 5). La valeur prédictive de chaque regroupement de femmes (selon les actes de la RAMQ) correspond à la proportion de femmes avec un rapport prouvant un diagnostic d'investigation bénin, parmi celles identifiées comme ayant une lésion présumée bénigne. Cette valeur est calculée pour chaque groupement de femmes. La valeur prédictive globale pondérée de la stratégie d'identification des femmes avec un résultat d'investigation bénin est de 99,9 %.

Tableau 5

**Estimation de la valeur prédictive pour les 19 544 femmes avec lésion
présumée bénigne selon les fichiers SI-PQDCS, MedEcho et RAMQ**

Fichiers identifiant les femmes	Nombre de femmes			Valeur prédictive %
	total n(%)	échantillon n	bénin/reçu n	
SI-PQDCS, MedEcho et RAMQ	13 062 (66,83)	-	-	100,0 [#]
Groupe RAMQ				
Dépistage	893 (0,04)	200	63/63	100,0
Imagerie diagnostique	4 029 (0,21)	200	144/144	100,0
Ponction ou trocart	1 047 (0,05)	200	164/165	99,4
Biopsie ouverte	469 (0,02)	200	193/193	100,0
Imagerie + traitement adjuvant	30 (<0,01)	30	28/28	100,0
Ponction ou trocart + traitement adjuvant	9 (<0,01)	9	8/9	88,9
Biopsie ouverte + traitement adjuvant	5 (<0,01)	5	0/5	0,0
Total	19 544 (100)	-	-	99,9[*]

[#] Les diagnostics inscrits au SI-PQDCS sont déjà vérifiés et ont donc été considérés exacts

^{*} La valeur prédictive globale pondérée est calculée de la même façon que pour les femmes avec cancer présumé

Sensibilité et spécificité de la stratégie d'identification

Les femmes ayant eu un diagnostic de cancer du sein présumé selon la stratégie peuvent en réalité ne pas avoir eu de diagnostic de cancer du sein. La valeur prédictive des cancers du sein présumés (95,6 %) peut être utilisée afin d'estimer le nombre de femmes avec un diagnostic de cancer du sein et celles sans diagnostic de cancer du sein (figure 3). Parmi les 1 153 femmes avec un cancer du sein présumé à l'aide de la stratégie, 1 102 femmes (95,6 % × 1 153 femmes) auraient véritablement eu un diagnostic de cancer du sein contrairement aux 51 femmes restantes. La valeur prédictive des lésions possiblement bénignes (99,9 %) permet d'estimer la proportion de femmes ayant réellement un résultat d'investigation bénin. Parmi les 19 544 femmes avec lésion possiblement bénigne, 19 532 femmes (99,9 % × 19 544 femmes) ont un résultat d'investigation bénin tandis que 12 femmes auraient eu un diagnostic de cancer du sein.

La validité de la stratégie d'identification des cancers du sein peut être déterminée à l'aide de deux mesures, soit la sensibilité et la spécificité (figure 3). La sensibilité correspond à la proportion de femmes ayant un diagnostic de cancer du sein présumé par la stratégie parmi celles ayant réellement un cancer du sein. La sensibilité de la stratégie est estimée à 98,9 %. La spécificité correspond à la proportion de femmes sans diagnostic de cancer du sein selon la stratégie parmi celles avec un résultat d'investigation bénin. La spécificité est estimée à 99,7 %.

Figure 3

Estimation de la valeur prédictive, de la sensibilité et de la spécificité de la stratégie d'identification des cancers du sein pour les 20 697 femmes avec mammographies anormales

		Diagnostic		
		cancer	bénin	
Stratégie	cancer	1 102	51	1 153
	bénin	12	19 532	19 544
		1 114	19 583	20 697

Valeur prédictive pour les cancers présumés = 95,6 %
Valeur prédictive pour les lésions présumées bénignes = 99,9 %

Sensibilité = 1 102 femmes / 1 114 femmes = 98,9 %
Spécificité = 19 532 femmes / 19 583 femmes = 99,7 %

5.3. Estimation du taux de détection et de la valeur prédictive positive

Puisque la stratégie d'identification des cancers du sein a une bonne sensibilité (98,9 %) et une bonne spécificité (99,7 %), elle peut être utilisée pour calculer le taux de détection et la valeur prédictive positive du PQDCS pour 1998-1999 (tableau 6).

Le taux de détection correspond à la proportion de femmes dépistées pour lesquelles un diagnostic de cancer du sein a été posé à la suite d'un résultat de mammographie anormale. La valeur prédictive positive correspond à la proportion de femmes avec un diagnostic de cancer du sein parmi celles avec un résultat de mammographie anormale. Le taux de détection, de même que la valeur prédictive positive du PQDCS, représente les cancers détectés par la mammographie de dépistage. Le type de cancer du sein peut être infiltrant ou *in situ*.

L'intervalle de temps entre un résultat anormal à la mammographie et le diagnostic de cancer du sein varie d'une femme à l'autre. Pour cette raison, les programmes de dépistage doivent fixer un intervalle de temps maximum pour lequel le suivi des femmes est jugé adéquat pour le calcul du taux de détection. Cet intervalle est fixé à un an dans le cadre du PQDCS. Donc, même si la stratégie a identifié 1 153 femmes avec un cancer du sein présumé, seulement 1 133 d'entre elles ont eu leur diagnostic dans les 12 mois suivant la mammographie anormale, donnant un taux de détection de 6,0 cancers/1 000 femmes. La valeur prédictive positive pour les femmes ayant passé une mammographie de dépistage entre 1998 et 1999 est de 5,5 % (tableau 6).

Tableau 6

Taux de détection et valeur prédictive positive, PQDCS 1998-1999

Femmes avec cancers présumés parmi celles avec mammographies anormales	
Identifiées par la stratégie	1 153
Avec intervalle égal ou inférieur à 12 mois entre la mammographie anormale et le diagnostic présumé de cancer du sein	1 133
Femmes avec mammographies anormales	20 697
Total des femmes dépistées	188 756
Taux de détection = 1 133/188 756 = 6,0 cancers/1 000 femmes	
Valeur prédictive positive = 1 133/20 697 = 5,47 %	

5.4. Validité de la stratégie d'identification du type de cancer du sein

Le type de cancer peut être déterminé pour 1 093 (96 %) des 1 133 femmes avec un diagnostic de cancer présumé, suite à un résultat de mammographie de dépistage anormale entre 1998 et 1999. Pour ces 1 093 femmes, les fichiers permettant la détermination du type de cancer sont tout d'abord le SI-PQDCS pour 416 femmes et le fichier MedEcho pour les 677 autres femmes. Les rapports de pathologie des femmes avec cancer du sein présumé

ont été obtenus pour 1 021 des 1 093 femmes (93 %). La concordance concernant le type de cancer identifié par la stratégie (à l'aide du SI-PQDCS et de MedEcho) et les rapports de pathologie obtenus est de 96 % (figure 4).

Figure 4
Concordance entre la stratégie d'identification
du type de cancer et les rapports de pathologie obtenus

Stratégie Type de cancer		Pathologie Type de cancer		
		infiltrant	<i>in situ</i>	
infiltrant		798	17	815
<i>in situ</i>		21	185	206
		819	202	1 021
Concordance globale = 96 %				

5.5. Estimation de la proportion des cancers du sein *in situ*

Le SI-PQDCS et le fichier MedEcho permettent donc de déterminer le type de cancer du sein diagnostiqué parmi les femmes ayant eu une mammographie de dépistage anormale en 1998-1999. Tout comme pour le taux de détection, les cancers considérés sont seulement ceux dont le diagnostic s'est fait à l'intérieur des 12 mois suivant la mammographie de dépistage anormale. Parmi les 1093 cancers du sein, 864 sont des cancers infiltrants et 229 sont des cancers *in situ*. La proportion des cancers du sein *in situ* détectés suite à une mammographie de dépistage anormale en 1998-1999 est de 21 % (229 cancers/1093 cancers).

5.6. Validité de la stratégie d'identification de la taille de la tumeur à la pathologie et de l'envahissement ganglionnaire

La taille de la tumeur peut être obtenue à l'aide du SI-PQDCS pour 121 (14 %) des 864 cancers du sein infiltrants. La concordance entre l'information présente au SI-PQDCS et les rapports de pathologie obtenus concernant la taille de la tumeur est estimée à 97 % (figure 5).

Figure 5

Concordance entre la stratégie utilisant les données du SI-PQDCS et les rapports de pathologie obtenus concernant la taille des tumeurs infiltrantes

		Pathologie		
		Taille de la tumeur		
Stratégie	≤ 1 cm	47	2	49
	> 1 cm	2	70	72
		49	72	121

Concordance globale = 97 %

L'information sur l'envahissement ganglionnaire est disponible au SI-PQDCS pour 125 (14 %) des 864 cancers du sein infiltrants. La concordance entre le SI-PQDCS et les rapports de pathologie obtenus est estimée à 98 % (figure 6).

Figure 6

Concordance entre la stratégie utilisant les données du SI-PQDCS et les rapports de pathologie obtenus concernant l'envahissement ganglionnaire des cancers infiltrants

		Pathologie		
		Envahissement ganglionnaire		
Stratégie	non	88	3	91
	oui	0	34	34
		88	37	125

Concordance globale = 98 %

5.7. Estimation de la proportion des cancers infiltrants de petite taille et estimation de la proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire

Les données concernant la taille des tumeurs et l'envahissement ganglionnaire présentes au SI-PQDCS concordent avec celles présentes aux rapports de pathologie obtenus. Cependant, en raison du petit nombre de données entrées au SI-PQDCS pour les femmes ayant passé une mammographie de dépistage en 1998-1999, il était nécessaire de recevoir les rapports de pathologie pour les cancers dont la taille et l'envahissement ganglionnaire n'étaient pas au SI-PQDCS. Néanmoins, les rapports de pathologie n'ont pas été reçus pour tous les cancers et certains ne comprenaient pas toutes les informations nécessaires, résultant à des tailles de tumeur ou des données sur l'envahissement ganglionnaire inconnues. Sur les 864 cancers infiltrants, la taille de la tumeur est inconnue pour 122 cancers (14 %) et l'information sur l'envahissement ganglionnaire reste inconnue pour

256 cancers (30 %). Ces données manquantes ne sont pas comptabilisées dans l'estimation de la proportion des cancers infiltrants de petite taille et dans l'estimation de la proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire (tableau 7). La proportion des cancers infiltrants, dont la taille de la tumeur est égale ou inférieure à 1 cm, détectée chez les femmes ayant eu une mammographie de dépistage anormale en 1998-1999 est de 42 %. La proportion des cancers du sein infiltrants sans envahissement ganglionnaire est de 72 %.

Tableau 7

**Proportion des cancers infiltrants de petite taille
et proportion des cancers infiltrants sans
envahissement ganglionnaire, PQDCS 1998-1999**

	Répartition des femmes avec un cancer infiltrant % (n)
Taille de la tumeur (cm)*	
≤ 1,0	42,0 (312)
1,1 - 1,5	28,3 (210)
1,6 - 2,0	12,4 (92)
> 2,0	17,3 (128)
Total	100,0 (742)
Nombre de ganglions positifs#	
0	72,1 (438)
1-3	20,2 (123)
4+	7,7 (47)
Total	100,0 (608)

* Les données manquantes concernant la taille de la tumeur (n=122) sont exclues du calcul

Les données manquantes concernant l'envahissement ganglionnaire (n=256) sont exclues du calcul

6. DISCUSSION

6.1. Validité de la stratégie d'identification des cancers du sein

La stratégie d'identification de cancer du sein s'avère valide avec une sensibilité estimée à 98,9 % et une spécificité à 99,7 %. D'après les résultats, la stratégie pourra tout de même être légèrement améliorée pour les prochaines années.

Le temps de suivi considéré entre la mammographie anormale et le diagnostic de cancer du sein a été fixé à un an afin de calculer les différents indicateurs de performance. Cependant, les données fournies par la RAMQ sont complètes pour les actes posés jusqu'au 30 juin 2000. Par ailleurs, les données MedEcho sont complètes jusqu'au 31 mars 2000, mais incluaient également une partie des hospitalisations jusqu'au 30 juin 2000. Par conséquent, le suivi est inférieur à un an pour les femmes ayant passé leur mammographie de dépistage entre juin 1999 et décembre 1999. Parmi les 20 697 femmes ayant reçu un résultat de mammographie anormale, 12 220 (59 %) d'entre elles ont un suivi égal ou supérieur à un an. Un total de 642 cancers a été identifié chez ces femmes, dont 603 cas (94 %) diagnostiqués dans les six premiers mois à la suite de la mammographie anormale et 39 (6 %) dans les six mois subséquents. Par ailleurs, pour les 8 477 (41 %) femmes pour lesquelles le suivi est incomplet (soit entre 6 mois et un an), un total de 491 cancers a été identifié dont 473 diagnostiqués dans les six premiers mois à la suite de la mammographie anormale. On peut supposer que ces 473 cancers du sein chez les femmes avec moins d'un an de suivi représentent 94 % des cancers qui auraient dû être normalement identifiés. Donc, si ces femmes avaient eu un suivi complet (1 an), un total de 503 cancers aurait été identifiés. Puisque 491 cancers ont été identifiés, environ 12 cancers ont donc été manqués ce qui est dû à un temps de suivi incomplet. Ces quelques cancers non identifiés n'auraient qu'un impact négligeable sur les résultats. L'obtention du fichier MedEcho complémentaire, couvrant la période du 1^{er} avril 2000 jusqu'au 31 mars 2001, a permis de vérifier qu'effectivement, un faible nombre de cancers (n=13) ont été manqués dû à un temps de suivi inférieur à 1 an pour certaines femmes.

6.2. Validité de la stratégie d'identification du type de cancer du sein

La stratégie d'identification du type de cancer du sein s'avère adéquate (concordance de 96 % avec les rapports de pathologie). En utilisant cette stratégie d'identification du type de cancer, il nous faut accepter que pour environ 4 % des cas, la classification (i.e. infiltrant ou *in situ*) sera erronée. Il faut noter que 1998-1999 sont les années d'implantation du PQDCS et que la proportion des rapports présents au SI-PQDCS devrait augmenter dans les prochaines années.

6.3. Validité de la stratégie d'identification de la taille de la tumeur et de l'envahissement ganglionnaire

Le SI-PQDCS devrait fournir les informations concernant la taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire des cancers du sein diagnostiqués. Les données provenant du SI-PQDCS s'avèrent adéquates (concordance de 97 % pour la taille de la tumeur et de 98 % pour l'envahissement ganglionnaire avec les rapports de pathologie du SI-PQDCS). Cependant, en raison de l'implantation récente du programme, les caractéristiques de plusieurs cancers du sein infiltrants, diagnostiqués chez les femmes ayant passé une mammographie de dépistage en 1998-1999, ne sont pas présentes au SI-PQDCS. Puisque les informations telles que la taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire ne sont pas présentes dans d'autres bases de données (ex. : MedEcho ou le Fichier des tumeurs du Québec), il sera nécessaire de demander les rapports de pathologie pour toutes les femmes avec cancer infiltrant dont la taille de la tumeur et/ou l'envahissement ganglionnaire n'est pas documenté au SI-PQDCS. Cependant, bien que tous les cancers du sein fassent l'objet d'une demande afin d'obtenir les rapports de pathologie, la taille de la tumeur et/ou l'envahissement ganglionnaire risquent de demeurer inconnus pour une faible proportion des cancers infiltrants.

6.4. Évaluation de la fréquence à laquelle ces stratégies pourraient être répétées et estimer les efforts que nécessiteraient ces activités pour alimenter régulièrement le SI-PQDCS ainsi que la banque de données de l'Initiative canadienne de dépistage du cancer du sein (CBCSD)

La stratégie d'identification des cancers du sein sera répétée annuellement afin d'identifier les femmes avec un diagnostic de cancer du sein et ainsi calculer le taux de détection et la valeur prédictive positive du PQDCS. Suite à l'identification des femmes avec un cancer du sein présumé, l'obtention des rapports de pathologie devra se faire afin de déterminer la taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire, mais seulement en ce qui concerne les femmes pour lesquelles les informations requises ne sont pas au SI-PQDCS. Les différentes étapes nécessaires au processus et l'échéancier pour le faire sont résumés au tableau 8. Au fur et à mesure de l'implantation du PQDCS, le SI-PQDCS deviendra de plus en plus complet et la proportion de cas pour lesquels les rapports doivent être demandés diminuera.

Par contre, il faut mentionner que le grand nombre d'établissements qui détiennent ces rapports fait en sorte que leur obtention implique un effort considérable. Environ 90 % des hôpitaux concernés par les cas de cancer du sein ont répondu à nos demandes, mais les délais, pour la réception des rapports de pathologie, varient d'un établissement à l'autre. De plus, il faut mentionner que la période d'été est un moment peu propice à la demande de rapports étant donné la diminution du personnel disponible pour ce type de sollicitation externe aux établissements. Les efforts que nécessiteront ces activités pourraient, par contre, diminuer avec le temps si une certaine « habitude » s'installe, tant au niveau des directions des services professionnels qu'au niveau des services des archives.

Pour les prochaines années, la production des différents indicateurs se fera selon le même plan. Par exemple, pour estimer les différents indicateurs pour les femmes ayant passé une mammographie de dépistage dans l'année 2001, il faut tout d'abord faire les demandes à la Commission d'accès à l'information du Québec vers le mois de mai 2003 afin d'avoir les autorisations pour obtenir les différents fichiers utilisés pour les stratégies (MedEcho,

RAMQ). Après la réception des autorisations, les demandes pourraient se faire aux responsables des fichiers MedEcho et de la RAMQ au mois de juillet-août 2003 afin d'obtenir les données nécessaires. En octobre 2003, les fichiers MedEcho et RAMQ devraient être reçus et le traitement des données pourrait se faire. La stratégie d'identification de cancer du sein de même que la stratégie d'identification du type de cancer permettra d'estimer le taux de détection du cancer du sein de même que la proportion des cancers *in situ* au courant du mois de décembre 2003. Dans ce même mois, les demandes des copies de rapports de pathologie seront envoyées aux différents établissements afin d'avoir les informations sur la taille et l'envahissement ganglionnaire pour les cancers infiltrants dont les données ne sont pas présentes au SI-PQDCS. Par la suite, la réception des copies de rapports de pathologie de même que leur saisie informatique se feront entre décembre 2003 et mars 2004. Finalement, vers le mois d'avril 2004, la proportion des cancers infiltrants de petite taille de même que la proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire pourront être estimées. Les délais envisagés pourront éventuellement être réduits lorsqu'une plus grande proportion de données sera entrée aux SI-PQDCS concernant les informations sur les cancers du sein.

Tableau 8

**Étapes et échéancier prévu afin d'estimer les différents indicateurs
de performance résultant de l'utilisation des trois stratégies**

Étapes	Échéancier
1- Demande à la Commission d'accès à l'information	Au moins 2 mois
2- Demande et réception des fichiers nécessaires <ul style="list-style-type: none">- Demander à MedEcho le fichier comprenant toutes les femmes ayant un diagnostic de cancer du sein au cours d'une période donnée.- Demander à la RAMQ tous les actes reliés aux maladies du sein¹ concernant les femmes avec un résultat de mammographie de dépistage anormale au cours d'une période donnée.- Réception des fichiers demandés et préparation des fichiers SI-PQDCS, MedEcho et RAMQ pour le jumelage (ex. : extraction des rapports nécessaires au SI-PQDCS, formation des regroupements des actes de la RAMQ).	Au moins 3 mois
3- Estimation des indicateurs <ul style="list-style-type: none">- Jumelage entre le SI-PQDCS, MedEcho et la RAMQ ; création d'un nouveau fichier regroupant toutes les variables d'intérêts provenant des 3 fichiers initiaux.- Application des stratégies afin d'identifier les cancers du sein et le type de cancer.- Estimation du taux de détection, de la valeur prédictive positive, de la proportion des cancers <i>in situ</i>.	Au moins 1 mois
4- Demande et réception des copies de rapports de pathologie <ul style="list-style-type: none">- Élaboration et envoi des listes auprès des établissements concernés pour l'obtention des rapports de pathologie des cancers du sein présumés.- Réception des rapports de pathologie et saisi des données nécessaires concernant les cancers du sein dans le SI-PQDCS.	Au moins 6 mois
5-Estimation des indicateurs <ul style="list-style-type: none">- Estimation de la proportion des cancers infiltrants de petite taille ($\leq 1\text{cm}$) et de la proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire.	Au moins 1 mois

¹ Les actes de la RAMQ reliés aux maladies du sein sont présentés et regroupés dans l'annexe 1.

7. CONCLUSION

Une stratégie d'identification des cancers du sein a dû être élaborée afin d'estimer le taux de détection et la valeur prédictive du PQDCS pour les premières années d'implantation du programme. La stratégie élaborée à l'aide des données du SI-PQDCS, du fichier MedEcho et de certains actes de la RAMQ s'avère valide. Une version légèrement modifiée de cette stratégie sera utilisée afin d'identifier les femmes avec un cancer du sein dans les prochaines années. L'utilisation de cette stratégie permettra d'estimer le taux de détection du cancer du sein et la valeur prédictive du PQDCS environ 24 mois suivant la fin de l'année de dépistage pour laquelle ces indicateurs de performance seront évalués. Ce délai peut se décomposer comme suit: 1) un minimum de 12 mois de suivi après la date de la dernière mammographie anormale faite dans l'année de dépistage visée, 2) environ 6 mois pour permettre à l'information sur le suivi d'être inscrite au SI-PQDCS, à MedEcho et à la RAMQ, et 3) environ 6 mois pour obtenir les fichiers et procéder à l'analyse.

Une seconde stratégie a été élaborée afin d'identifier le type de cancer du sein détecté par le PQDCS. Cette stratégie, basée sur les données présentes au SI-PQDCS puis dans le fichier MedEcho, permet de déterminer la proportion des cancers infiltrant et *in situ*. À l'aide de cette stratégie, le type de cancer du sein détecté dans le cadre du PQDCS peut être déterminé environ 24 mois suivant la fin de l'année de dépistage pour laquelle les indicateurs de performance seront estimés.

La dernière stratégie a été élaborée afin d'obtenir la taille de la tumeur infiltrante ainsi que l'envahissement ganglionnaire. Cette stratégie, basée sur les données présentes au SI-PQDCS puis sur celles provenant des copies des rapports de pathologie (pour les cas dont leurs données ne sont pas au SI-PQDCS), s'avère nécessaire. Ainsi, la proportion des cancers infiltrants de petite taille et la proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire pourront être estimés. Cependant, puisque l'obtention de copies des rapports de pathologie demande un effort considérable, ces deux indicateurs pourront être estimés seulement environ 30 mois suivant la fin de l'année de dépistage pour laquelle ces indicateurs de performance seront estimés. Ce délai, dans l'estimation de ces deux derniers indicateurs, pourra diminuer au fur et à mesure qu'une plus grande proportion de données sera présente au SI-PQDCS.

ANNEXE 1

LISTE DES ACTES DEMANDÉS À LA RAMQ

ANNEXE 1

LISTE DES ACTES DEMANDÉS À LA RAMQ

Code d'acte	Description de l'acte
1. Dépistage	
8079	Mammographie de dépistage bilatérale (50-69 ans)
8145	Mammographie de dépistage unilatérale (unité mobile de mammographie)
8146	Mammographie de dépistage bilatérale (unité mobile de mammographie)
2. Imagerie diagnostique	
8078	Mammographie de dépistage unilatérale (50-69 ans)
8048	Mammographie diagnostique sans examen clinique unilatérale
8049	Mammographie diagnostique sans examen clinique bilatérale
8070	Mammographie diagnostique avec examen clinique unilatérale
8071	Mammographie diagnostique avec examen clinique bilatérale
8140	Mammographie sans examen clinique unilatérale
8141	Mammographie sans examen clinique bilatérale
8142	Mammographie avec examen clinique, unilatérale
8143	Mammographie avec examen clinique, bilatérale
8089	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires (ancien code)
8103	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires : unilatérale
8104	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires : bilatérale
8333	Échographie de surface du sein par sein
0442	Injection de substance contraste : galactographie
0444	Injection de substance contraste : kyste mammaire, aspiration
8201	Galactographie, incluant l'injection
8202	Kystographie mammaire, incluant l'injection
8144	Examen de révision suite à une mammographie de dépistage anormale : évaluation d'un dossier (examens effectués en CDD et films antérieurs)

3. Ponction ou trocart

- 0594 Ponction: kyste mammaire
- 0798 Biopsie du sein (à l'aiguille), une ou plusieurs
- 01011 Seins, incision : drainage d'abcès mammaire, unique ou à logettes
- 0847 Ponction de kyste mammaire avec aspiration sous contrôle échographique ou stéréotaxique incluant, le cas échéant, l'injection d'air et/ou la mammographie après ponction
- 0848 Ponction et/ou biopsie mammaire d'une masse palpable ou non palpable à l'aiguille fine (cyto-ponction) sous guidage échographique ou stéréotaxique incluant la mammographie de contrôle, le cas échéant
- 0551 Biopsie d'une masse mammaire non palpable avec un appareil dédié (plaque de compression quadrillée ou stéréotaxie), incluant la mammographie effectuée le même jour, le cas échéant
- 0561 Localisation d'une masse mammaire non palpable, avec un appareil dédié (plaque de compression quadrillée ou stéréotaxie) incluant la mammographie postlocalisation et la biopsie, le cas échéant (localisation si biopsie ouverte le même jour)
- 1202 Biopsie excisionnelle stéréotaxique du sein comprenant toute la procédure technique Note : peut inclure ABBI ou mammotome
- 0849 Biopsie au trocart d'une masse mammaire palpable ou non palpable avec prélèvement de carottes sous guidage échographique ou stéréotaxique incluant la mammographie de contrôle, le cas échéant
- 9470 Biopsie/cytologie à l'aiguille, par voie transcutanée, sous guidage échoscopique, fluoroscopique ou scanographique mammaire : localisation ou biopsie d'une masse mammaire palpable ou les deux

4. Biopsie ouverte

- 1173 Sein (excision) : biopsie multiple du sein (sein, mammaire interne, axillaire, etc.)
- 1174 Sein (excision) : tumeur ou fragment tissulaire pour biopsie unique ou multiple
- 1175 Exérèse d'un kyste, d'un fibroadénome ou de toutes autres tumeurs bénignes de tissus anormaux du sein d'une lésion du canal excrétaire ou d'une lésion du mamelon y compris toutes autres mammectomies partielles chez l'homme ou chez la femme
- 1201 Biopsie ouverte unique ou multiple, par la même incision pour lésion bénigne ou maligne du sein
- 1203 Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion bénigne
- 1204 Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion maligne
- 1205 Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion bénigne ou maligne (remplace 1203-1204 en avril 2001)
- 1229 Mastectomie partielle

5. Chirurgies liées au cancer du sein

- 1228 (suite de 1205 : Tumorectomie ou mastectomie partielle) avec évidement radical de l'aisselle pour lésion maligne
- 1230 Mastectomie simple ou totale
- 1231 Mastectomie radicale ou radicale modifiée
- 1232 Mastectomie radicale avec évidement mammaire interne
- 1235 Excision du mamelon
- 4240 Évidement : ganglions lymphatiques, région axillaire
- 4199 Exérèse d'un ou plusieurs ganglion(s) sentinelles(s) au même site, comprenant toute la procédure d'identification et de localisation, n'incluant pas la dissection radicale
- 8538 Curiethérapie (sein)

6. Traitement adjuvant

- 0734 Chimiothérapie intraveineuse (injection d'une ou plusieurs substances antinéoplasiques)
- 8511 Planification du traitement par radiations lésions non cutanées
- 8553 Planification du traitement par radiations à l'aide de tomодensitométrie lésions non cutanées



information



formation



recherche



*coopération
internationale*

DOIT-ON UTILISER LA STANDARDISATION DIRECTE OU INDIRECTE DANS L'ANALYSE DE LA MORTALITÉ À L'ÉCHELLE DES PETITES UNITÉS GÉOGRAPHIQUES?

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC

DOIT-ON UTILISER LA STANDARDISATION DIRECTE OU INDIRECTE DANS L'ANALYSE DE LA MORTALITÉ À L'ÉCHELLE DES PETITES UNITÉS GÉOGRAPHIQUES?

DIRECTION PLANIFICATION, RECHERCHE ET INNOVATION
UNITÉ ÉTUDES ET ANALYSES DE L'ÉTAT DE SANTÉ DE LA POPULATION

MARS 2005

AUTEURS

Christine Muecke, résidente
Community Medicine Program, Université McGill

Denis Hamel, agent de recherche sociosanitaire
Unité Connaissance-surveillance, Institut national de santé publique du Québec

Clermont Bouchard, agent de recherche
Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec

Jérôme Martinez, agent de recherche sociosanitaire
Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec

Robert Pampalon, agent de recherche sociosanitaire
Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec

Robert Choinière, coordonnateur
Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec

SOUS LA COORDINATION DE

Robert Choinière, coordonnateur
Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec

MISE EN PAGE

Karlyne Guilbeault, secrétaire
Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec

Ce document est disponible en version intégrale sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec : <http://www.inspq.qc.ca>. Reproduction autorisée à des fins non commerciales à la condition d'en mentionner la source.

CONCEPTION GRAPHIQUE
MARIE PIER ROY

DOCUMENT DÉPOSÉ À SANTÉCOM ([HTTP://WWW.SANTECOM.QC.CA](http://www.santecom.qc.ca))
COTE : INSPQ-2005-015

DÉPÔT LÉGAL – 1^{ER} TRIMESTRE 2005
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU CANADA
ISBN 2-550-44112-5

©Institut national de santé publique du Québec (2005)

RÉSUMÉ

La standardisation de taux à partir des caractéristiques démographiques telles que l'âge permet d'effectuer des comparaisons entre différentes populations. Lorsqu'elle est utilisée de façon appropriée, cette méthode statistique peut notamment être utile pour identifier les territoires où allouer prioritairement des ressources et cibler les interventions. Toutefois, à l'échelle de petites populations, comme celles des centres locaux de services communautaires (CLSC) au Québec ou des cantons en France, le calcul d'indicateurs basés sur des taux peut s'avérer problématique en raison de l'instabilité engendrée par les petits nombres. L'indice comparatif de mortalité (ICM), basé sur la méthode de la standardisation indirecte, est une mesure de mortalité fréquemment utilisée mais pouvant être soumise à des biais importants. Le rapport de taux standardisé (RTS), un indice de mortalité moins connu, basé sur les méthodes de standardisation directe, a souvent été critiqué pour l'imprécision des valeurs obtenues. Ce texte, en utilisant à fin d'exemple les statistiques sur le suicide au Québec par territoire de CLSC, veut montrer que le RTS peut présenter moins de biais méthodologiques dans sa construction mathématique que l'ICM, tout en fournissant un degré de précision similaire.

TABLE DES MATIÈRES

1	INTRODUCTION.....	1
1.1	LA VARIABILITÉ DES TAUX	1
1.2	LA STANDARDISATION PAR L'ÂGE.....	1
1.3	RAPPORT DE TAUX STANDARDISÉ (RTS) ET INDICE COMPARATIF DE MORTALITÉ (ICM).....	3
1.4	ÉTUDE DE CAS : LE SUICIDE AU QUÉBEC.....	4
1.4.1	Calculs	5
1.4.2	Différences de rangs et signification statistique	7
1.4.3	Différences dans les mesures de variation	7
1.4.4	Interprétation	8
1.5	UTILISATION DE LA STANDARDISATION.....	9
2	CONCLUSION	11
3	RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES	13
ANNEXE 1	EXEMPLE DE CALCUL DU RAPPORT DE TAUX STANDARDISÉS (RTS) ET DE L'INDICE COMPARATIF DE MORTALITÉ (ICM).	15
ANNEXE 2	RAPPORT DE TAUX STANDARDISÉS, INDICE COMPARATIF DE MORTALITÉ, ERREUR-TYPE, COEFFICIENT DE VARIATION ET RANG POUR LA MORTALITÉ PAR SUICIDE, CLSC DU QUÉBEC, 1994-1998.....	21

1 INTRODUCTION

La mise en place à l'échelle régionale et locale d'interventions en santé publique repose souvent sur des statistiques qui visent à mesurer l'état de santé de populations ayant de petits effectifs¹. Ces statistiques sont particulièrement utiles pour établir des priorités dans l'allocation des ressources, une opération qui se déroule dans un cadre financier limité.

Dans l'identification des territoires à cibler prioritairement, les populations d'une région ou d'une province donnée sont souvent comparées à l'aide de taux. Toutefois, à l'échelle des petites unités administratives, le calcul des indicateurs basés sur des taux (mortalité, morbidité, incidence) peut s'avérer problématique en raison de l'instabilité engendrée par les petits nombres. Afin de rendre les taux comparables entre les petites unités, il est donc nécessaire de tenir compte à la fois de la structure par âge des populations et de la variabilité de ces taux¹.

1.1 LA VARIABILITÉ DES TAUX

Même les taux calculés pour des populations plutôt que pour des échantillons sont considérés comme des estimations et sont sujets à l'erreur – un taux observé pour une seule année peut être considéré comme un échantillon ou une estimation du taux réel pour une période de plusieurs années². Plus le numérateur du taux est petit, plus ce dernier va être difficile à estimer. Les taux basés sur de petits nombres peuvent ainsi fluctuer grandement d'une année à l'autre ou différer considérablement d'une petite unité à l'autre, même en l'absence de différences significatives. Les méthodes proposées pour contourner les problèmes statistiques dus aux petits nombres suggèrent : d'augmenter la taille du numérateur (par l'agrégation de données sur plusieurs années, le regroupement de catégories de variables ou l'expansion de la zone géographique considérée); de calculer des intervalles de confiance; d'utiliser le décompte des événements étudiés plutôt que les taux dans le cas de très petits nombres; de réduire l'instabilité des taux en utilisant des techniques de lissage³.

1.2 LA STANDARDISATION PAR L'ÂGE

Les taux bruts ne sont comparables que si la structure des populations comparées est similaire pour des facteurs associés aux événements de santé, tels que l'âge et le sexe. Afin d'éliminer les différences de structure d'âge, il existe principalement deux solutions : 1) calculer des taux par groupe d'âge et comparer les taux des différentes populations dans chacun des groupes d'âge; 2) standardiser les taux, c'est-à-dire les ajuster pour tenir compte de l'effet de l'âge, permettant ainsi des comparaisons entre différentes populations, ou au sein d'une même population à travers le temps. Deux méthodes de standardisation sont proposées dans la littérature : celle directe et celle indirecte⁴. Le choix de la méthode de

standardisation à utiliser devrait tenir compte des forces et faiblesses de chacune d'elles afin que son application ne conduise pas à des interprétations erronées des résultats.

La standardisation directe consiste à appliquer les taux par âge des populations étudiées à la distribution par âge d'une population de référence. Cette procédure reflète ce que le taux brut dans les populations étudiées serait si celles-ci avaient la même distribution par âge que la population de référence. Quoique cette forme de standardisation soit couramment utilisée, elle comporte d'importantes limites lorsque le calcul implique des petits nombres. L'indice obtenu en divisant les taux de deux populations standardisées selon la structure par âge d'une même population de référence correspond au **rapport de taux standardisés** (RTS) (schéma 1). Le rapport de taux standardisés⁵ correspond à ce qu'on utilise dans les textes anglais sous le nom de « comparative mortality figure »⁶ ou « standardized rate ratio »⁷.

Lorsqu'on utilise au dénominateur le taux standardisé de la population de référence, le RTS correspond au ratio du taux standardisé d'une population donnée au taux brut de la population de référence : par exemple, le taux d'une région donnée, sexes réunis, pour la période 1994-1998, ajusté selon la structure par âge du Québec, sexes réunis, en 1996, divisé par le taux ajusté ou le taux brut du Québec, sexes réunis, 1994-1998.

Mentionnons ici que le RTS a reçu peu d'attention dans la littérature épidémiologique récente, bien que le taux standardisé selon la méthode directe soit communément utilisé⁸.

D'un autre côté, la standardisation indirecte est obtenue en appliquant les taux par âge de la population de référence à la distribution par âge de la population étudiée. Cette procédure reflète, elle, ce que le taux brut de la population de référence serait si elle avait la même distribution par âge que la population étudiée. Le rapport obtenu en divisant, la mortalité (taux brut ou décès observés) de la population étudiée, au numérateur, par la mortalité (taux ajusté ou décès attendus) de la population de référence ajustée selon la structure par âge de la population étudiée, au dénominateur, correspond à l'indice comparatif de mortalité (ICM) (schéma 1).

L'indice comparatif de mortalité⁵ correspond à ce qui est appelé « standardized mortality ratio » (SMR) dans les textes de langue anglaise⁷ : un exemple serait, les décès observés dans la région du Bas-Saint-Laurent en 1994-1998, divisés par les décès attendus dans la même région en appliquant les taux par âge de l'ensemble du Québec en 1994-1998 à la structure par âge du Bas-Saint-Laurent en 1996.

Ce rapport est couramment utilisé en santé publique et en épidémiologie pour des petits territoires comme les centres locaux de services communautaires (CLSC), dont souvent de façon inadéquate.

Schéma 1 : Calcul du rapport de taux standardisés (RTS) et de l'indice comparatif de mortalité (ICM) pour une période i donnée

$$RTS_i = \frac{A_i}{A_{R,i}} = \frac{\sum t_i N_R}{\sum T_{R,i} N_R} \quad ICM_i = \frac{o_i}{a_i} = \frac{\sum t_i n_i}{\sum T_R n_i}$$

Si la période de référence est en fait la même que la période i étudiée, on peut montrer que

$$RTS_i = \frac{A_i}{O_R} = \frac{\sum t_i N_R}{\sum T_R N_R} \quad ICM_i = \frac{o_i}{a_R} = \frac{\sum t_i n_i}{\sum T_R n_i} \quad \text{puisque} \quad N_R = N_{R,i} .$$

LÉGENDE	Sous-population étudiée		Population de référence	
	Période i		Période i	Période de référence
Taux d'un groupe d'âge donné	$t_i = \frac{d_i}{n_i}$		$T_{R,i} = \frac{D_{R,i}}{N_{R,i}}$	$T_R = \frac{D_R}{N_R}$
Population d'un groupe d'âge donné	n_i		$N_{R,i}$	N_R
Décès d'un groupe d'âge donné	d_i		$D_{R,i}$	D_R
Décès observés totaux	$o_i = \sum t_i n_i$		$O_{R,i} = \sum T_{R,i} N_{R,i}$	$O_R = \sum T_R N_R$
Décès attendus totaux ICM	$a_i = \sum T_R n_i$		$a_{R,i} = \sum T_{R,i} n_i$	$a_R = \sum T_R n_i$
Décès attendus totaux RTS	$A_i = \sum t_i N_R$		$A_{R,i} = \sum T_{R,i} N_R$	$A_R = \sum T_R N_R$

1.3 RAPPORT DE TAUX STANDARDISÉ (RTS) ET INDICE COMPARATIF DE MORTALITÉ (ICM)

Un article récemment publié a passé en revue les faiblesses de l'ICM et réintroduit le concept du RTS comme une mesure synthétique plus appropriée⁹. Jusqu'à présent, le RTS a été peu utilisé parce que son calcul se fait à partir des taux par âge pour chaque zone étudiée. Ces taux par âge ne sont pas toujours disponibles ou sont considérés comme imprécis. On pense souvent, encore, que l'ICM est plus approprié pour des fins de planification parce qu'en pondérant selon la distribution par âge de la population à l'étude, l'on obtient des taux qui sont directement applicables à la population étudiée¹⁰. Cependant, les analyses à l'échelle des territoires ayant de petits effectifs sont maintenant devenues plus sophistiquées¹¹ et un examen plus approfondi des deux mesures révèle des différences méthodologiques importantes. Celles-ci doivent être prises en considération lors du choix de la méthode de standardisation et lors de l'interprétation des résultats obtenus.

Un regard sur les composantes de l'ICM montre que le dénominateur est basé sur les caractéristiques de la population à l'étude – et que celui-ci varie d'une population à l'autre. Par conséquent, l'ICM d'une population donnée n'est pas standardisé relativement à chacun des ICM des autres populations comparées, malgré l'utilisation d'une population de référence afin d'obtenir des taux attendus. Cela n'est pas un problème si la comparaison porte sur la même population pour des conditions différentes. On peut donc comprendre que l'ICM ne devrait pas être utilisé pour comparer différentes populations entre elles, mais plutôt pour comparer la population d'un territoire donné à la population de référence. Cette limite a été rarement relevée dans la littérature épidémiologique, de sorte que l'ICM a été fréquemment utilisé de façon inappropriée.

En contrepartie, dans le calcul du RTS, le dénominateur est basé sur les caractéristiques de la population de référence et ce dénominateur ne varie donc pas d'une population à l'autre dans les comparaisons géographiques.

Breslow et Day¹² ont comparé le RTS et l'ICM en termes de variabilité (précision) et de biais. En théorie, l'ICM devrait être une estimation plus précise que le RTS – puisque l'erreur-type dépend seulement des fluctuations dans le nombre total de décès plutôt que dans le nombre de décès par âge. Ainsi, la variance de l'ICM est généralement plus petite que celle du RTS. L'ICM pondère les rapports de façon optimale, en proportion inverse de leur précision statistique, alors qu'avec le RTS, les poids associés peuvent être beaucoup plus grands. De prime abord, l'ICM peut alors sembler plus approprié lorsque l'échantillon est petit et que les questions de signification statistique sont en jeu. L'ICM comporte cependant une limite importante : l'ICM de deux populations à l'étude ne peut être comparé directement, bien que la même population de référence soit utilisée. En d'autres termes, le rapport de deux ICM est difficilement interprétable, alors que le rapport de deux RTS constitue une comparaison sensée des taux standardisés de deux populations étudiées. Pour cette raison, certains statisticiens préfèrent utiliser le RTS.

Le débat entre ICM et RTS est particulièrement pertinent pour des zones ayant de petites populations, comme les territoires de CLSC du Québec ou les cantons en France. Malgré un biais inhérent à la construction de l'ICM, la variance (instabilité) du RTS peut être importante lorsqu'elle implique des petits nombres et ne devrait pas être ignorée. La question est alors de savoir si la variance peut être suffisamment minimisée.

1.4 ÉTUDE DE CAS : LE SUICIDE AU QUÉBEC

Afin de comparer ces deux mesures synthétiques dans l'analyse des disparités géographiques de la mortalité, nous avons examiné les taux de mortalité par suicide selon les territoires de CLSC du Québec pour la période s'échelonnant de 1994 à 1998. Le Québec est divisé en 147 territoires de CLSC dont la population varie de 3 853 (Tulattavik de L'Ungava) à 139 859 (Sherbrooke) personnes. Pour l'analyse des décès par suicide, nous avons analysé 146 CLSC. Un CLSC n'a enregistré aucun suicide durant cette période.

Les données sur le suicide fournissent un exemple intéressant d'utilisation de taux standardisés selon l'âge car il existe un risque dans la plupart des groupes d'âges, et le nombre de cas à l'échelle des CLSC est relativement faible. Le Québec se caractérise par le plus important taux de mortalité par suicide parmi les provinces du Canada¹³ et un des taux les plus élevés parmi les pays de l'OCDE¹⁴.

Il est évident, suite à la revue de littérature précédente, qu'il existe un biais inhérent à la construction de l'ICM et qu'il ne devrait pas être utilisé pour comparer différentes sous-régions d'une province. D'un autre côté, il est moins sujet à l'instabilité. Par conséquent, le principal objectif de cette analyse est de déterminer si, dans le cas des données sur le suicide, les mesures de variation pour le RTS et l'ICM sont suffisamment différentes pour recommander l'utilisation d'une mesure particulière.

1.4.1 Calculs

En utilisant l'approche préconisée par Julious *et al.*⁹, nous avons comparé l'erreur-type, les intervalles de confiance et les différences de rangs des RTS et des ICM pour chaque territoire de CLSC. De plus, nous avons examiné le coefficient de variation et les tests de signification statistique pour ajouter du poids à nos affirmations. Les calculs suivants utilisent les conventions présentées au schéma 1. Pour simplifier les calculs mais surtout afin de rendre les comparaisons possibles entre le RTS et l'ICM dans ce présent document, les périodes à l'étude et de référence sont les mêmes. Nous avons donc utilisé la distribution par âge du Québec en 1996, sexes réunis, comme population de référence. Et pour l'ICM, nous avons utilisé les taux par âge du Québec, sexes réunis, pour la période couvrant les années 1994 à 1998. Des exemples de calcul du RTS et de l'ICM ainsi que des différentes mesures de précision associées (erreur-type, intervalle de confiance, coefficient de variation, tests statistiques) sont présentées en annexe.

A) Erreur-type⁹

Pour le RTS, l'erreur-type (ET_{RTS}) a été calculée selon la formule

$$ET_{RTS} = \frac{\sqrt{\sum N_R^2 d_i / n_i^2 + (RTS^2 \sum N_R^2 D_{R,i} / N_{R,i}^2)}}{A_{R,i}}$$

On peut démontrer sans perte de généralité que le deuxième terme du numérateur de la formule précédente ($RTS^2 \sum N_R^2 D_{R,i} / N_{R,i}^2$) devient négligeable par rapport au premier lorsque la population étudiée est très petite comparativement à la population de référence. De plus, si la période de référence est en fait la même que la période i étudiée, alors $N_R = N_{R,i}$ on peut montrer que :

$$ET_{RTS} \cong \frac{\sqrt{\sum N_R^2 d_i / n_i^2}}{O_{R,i}} = \frac{\sqrt{\sum N_R^2 d_i / n_i^2}}{\sum T_R N_R}$$

Pour l'ICM, l'erreur-type (ET_{ICM}) a été calculée selon la formule

$$ET_{ICM} = \frac{\sqrt{o_i}}{a_i} = \frac{\sqrt{\sum t_i n_i}}{\sum T_R n_i}$$

B) Coefficient de variation¹⁶

Pour le RTS, le coefficient de variation (CV_{RTS}) a été calculé selon la formule

$$CV_{RTS} = \frac{ET_{RTS}}{RTS} = \frac{\sqrt{\sum N_R^2 d_i / n_i^2}}{A_i} = \frac{\sqrt{\sum N_R^2 d_i / n_i^2}}{\sum t_i N_R}$$

Pour l'ICM, le coefficient de variation (CV_{ICM}) a été calculé selon la formule

$$CV_{ICM} = \frac{ET_{ICM}}{ICM} = \frac{\sqrt{o_i} / a_i}{o_i / a_i} = \frac{1}{\sqrt{o_i}}$$

C) Intervalles de confiance⁹

En utilisant la transformation logarithmique (logarithme naturel ou népérien) et l'approximation normale, les intervalles de confiance à 95 % pour l'ICM et le RTS ont été calculés selon les formules suivantes :

Pour le RTS, $RTS / \exp [1,96 \times ET_{RTS} / RTS]$

pour la limite inférieure et

$RTS \times \exp [1,96 \times ET_{RTS} / RTS]$

pour la limite supérieure

Pour l'ICM

$ICM / \exp(1,96 / \sqrt{o_i})$

pour la limite inférieure et

$ICM \times \exp(1,96 / \sqrt{o_i})$

pour la limite supérieure

D) Signification statistique

Pour le RTS et l'ICM l'hypothèse

$H_0 : RTS_{CLSC} = 1$ (ou $ICM_{CLSC} = 1$)

a été testée avec la statistique Z selon la formule

$$Z = \frac{\ln(RTS_{CLSC})}{ET_{RTS_{CLSC}} / RTS_{CLSC}}$$

Pour l'ICM, simplement substituer « RTS » et « ET_{RTS} » par « ICM » et « ET_{ICM} ».

Les deux mesures RTS et ICM ont été calculées en utilisant deux ensembles de catégories d'âge :

Standard 0-4, 5-14, 15-24, 25-44, 45-64, 65 ans et plus.

5-ans 0, 1-4, 5-9, 10-14, 15-19, ainsi de suite jusqu'à 80-84, 85-89, 90 ans et plus.

Ceci nous a permis de voir à la fois si les résultats variaient selon la méthode de standardisation et selon le nombre de groupes d'âge.

1.4.2 Différences de rangs et signification statistique

À partir des RTS et ICM obtenus pour chaque territoire de CLSC, les différences de rangs et les tests statistiques ont été comparés. On constate tout d'abord que le classement des CLSC change dans la plupart des cas lorsque l'on utilise l'ICM ou le RTS (77 % pour le groupe d'âge standard et 84 % pour le regroupement de 5 ans) (tableau 1). Alors que la plupart des changements dans les rangs sont très faibles (1 à 3 places), dans près du quart des cas d'entre eux on dénote des différences de plus de trois places. Les différences les plus extrêmes dans le classement des CLSC selon le RTS et l'ICM concernent les CLSC Baie James (16 ou 20 places selon le groupement d'âge), Pays-d'en-Haut (14 places pour le regroupement de 5 ans) et Témiscouata (12 places pour le regroupement standard).

Tableau 1 : Différences de classement entre le RTS et l'ICM selon les catégories d'âge retenues

Différences de rang	Groupes d'âge de 5 ans N (%)	Groupes d'âge standards N (%)
Plus que 3 places	43 (29 %)	30 (21 %)
1-3 places	80 (55 %)	83 (57 %)
Aucune différence de rang	23 (16 %)	33 (23 %)

Bien que ces différences de rangs semblent indiquer que ces deux statistiques produisent des résultats quelque peu différents, lorsque chaque CLSC est comparé à la moyenne du Québec, on dénote un fort degré de concordance quant aux territoires qui présentent des rapports significativement plus élevés ou plus faibles que celui de l'ensemble du Québec. En fait, sauf pour le regroupement d'âge par 5 ans pour le territoire d'Inuulitsivik, les intervalles de confiance de l'ICM et du RTS se chevauchent pour chaque territoire, ce qui suggère à nouveau que les différences qui mènent à des changements dans le classement ne sont pas assez importantes pour être statistiquement significatives.

1.4.3 Différences dans les mesures de variation

L'erreur-type (ET) mesure la variabilité du taux obtenu comme estimation de la valeur réelle du taux pour la population dont l'échantillon a été tiré¹⁶. Breslow et Day¹² démontrent que l'ET de l'ICM est généralement plus petite que celle du RTS parce qu'elle dépend seulement des fluctuations dans le nombre total plutôt que dans les nombres de décès par âge. Dans l'exemple retenu, l'ET de l'ICM est plus faible que celle du RTS dans environ deux-tiers des cas. Cependant, lorsque des différences extrêmes apparaissent dans les valeurs de l'ET (ET de l'ICM et du RTS diffèrent de plus de 25 %), c'est plus souvent l'ICM qui affiche la plus haute valeur. Cela semble se produire dans les territoires ayant de petites populations ou de petits nombres de décès par suicide observés.

Le coefficient de variation est une mesure relative de l'erreur-type par rapport au taux, et est représenté sous forme de pourcentage¹⁵. Sans égard aux regroupements par âge, pour l'ICM et le RTS à la fois, les 9 territoires de CLSC présentant un coefficient de variation élevé

(> 33 %) étaient identiques. Tous ces territoires comptent moins de 10 cas de décès par suicide durant la période étudiée et deux-tiers d'entre eux présentent de très petites populations comparativement aux autres CLSC. Des différences minimales ressortent quant à l'identification des territoires de CLSC affichant des coefficients de variation modérés (16,5-33 %) pour l'ICM et le RTS et ce, peu importe le regroupement d'âges retenu.

1.4.4 Interprétation

Cette comparaison entre l'ICM et le RTS à partir des taux de suicide par CLSC montre que le RTS n'est pas moins fiable que l'ICM pour les petites unités géographiques. Bien que les ET soient plus souvent élevées dans le cas du RTS, les différences les plus extrêmes sont davantage dues à de grands ET pour l'ICM. Les coefficients de variation sont pratiquement identiques pour les deux mesures.

Les différences les plus notables entre le RTS et l'ICM sont observées pour le classement des CLSC. Pickle and White¹⁶ ont déjà noté une différence significative dans le classement entre les mesures indirectes et directes et ont affirmé qu'une des trois conditions suivantes est nécessaire afin que les deux mesures produisent des résultats identiques :

- 1) la répartition selon l'âge dans la population étudiée est semblable à celle de la population de référence;
- 2) les taux par âge de la population étudiée sont identiques à ceux de la population de référence;
- 3) pour le classement par rang, les taux par âge des populations étudiées sont semblables et les structures par âge sont similaires, même si les taux peuvent ne pas être semblables à ceux de la population de référence

En l'absence de ces conditions, il semblerait que les résultats du RTS soient plus convenables pour le classement puisqu'ils sont calculés en utilisant des dénominateurs comparables, contrairement aux ICM. Toutefois, le classement absolu obtenu à partir de ces statistiques ne serait pas la meilleure façon de déterminer quels territoires de CLSC devraient faire l'objet d'interventions prioritaires, puisque les différences dans les valeurs absolues sont souvent relativement petites. Les méthodes permettant de mesurer les différences statistiquement significatives représentent à notre avis une façon plus appropriée d'identifier les territoires nécessitant des interventions prioritaires.

Les territoires de CLSC (N = 9) enregistrant moins de 10 suicides observés sur une période de 5 ans affichent les statistiques les plus instables. Il a été noté ailleurs que les taux avec de petits numérateurs devraient être traités sur une base individuelle – c'est-à-dire que les taux et rapports sont généralement très instables et devraient être présentés comme tels, en utilisant des intervalles de confiance ou en supprimant les taux³. La littérature suggère un tel traitement en deçà du seuil de 20 cas dans le numérateur^{17,18}. Dans l'exemple présenté ici, il en était vraiment ainsi pour les CLSC ayant moins de 10 cas.

Une comparaison plus poussée du RTS et de l'ICM a été effectuée en examinant les taux de mortalité pour une autre cause de décès, les chutes accidentelles, avec de plus petits nombres de cas que le suicide et des risques significativement plus élevés dans les groupes

d'âges plus âgés. Bien que les comparaisons devenaient plus hasardeuses en raison du plus grand nombre de territoires avec moins de 10 cas, les résultats généraux étaient similaires à ceux trouvés avec les données sur le suicide.

1.5 UTILISATION DE LA STANDARDISATION

Quelque soit le type de standardisation et l'indice de mortalité retenus, il est important de mentionner brièvement quelques inconvénients inhérents à la standardisation. La standardisation ne devrait pas se substituer à la comparaison des taux par âge puisque ceux-ci caractérisent la mortalité de la population étudiée¹⁵. Dans certaines situations, les taux standardisés peuvent masquer d'importantes tendances, peu importe la méthode de standardisation utilisée¹⁹. De plus, la sélection de la population de référence peut entraîner des variations dans les taux standardisés, en particulier lorsque les taux par âge qui sont comparés ne présentent pas de relation cohérente. Cela peut mener à une sur- ou sous-estimation des différences¹⁷.

2 CONCLUSION

En ce qui a trait aux indices de mortalité par suicide ajustés selon l'âge à l'échelle des territoires de CLSC :

- le RTS n'est pas plus imprécis que l'ICM et cela même si de plus petits regroupements par âge sont utilisés;
- le RTS présente moins de biais méthodologiques que l'ICM de par sa construction;
- les territoires de CLSC avec les plus petites populations ou ayant un nombre restreint de cas de suicide observés (moins de 10 cas de suicide observés) devraient être examinés individuellement et leurs taux devraient peut-être être supprimés en raison de l'instabilité de ces petits nombres, surtout si les coefficients de variation sont supérieurs à 33 %.
- l'utilisation des groupes d'âge détaillés n'entraîne pas de différence importante dans les résultats, en particulier pour le RTS.
- puisque le RTS semble être une mesure plus adéquate que l'ICM, il serait plus approprié de toujours privilégier la standardisation directe*. Ainsi, dans la comparaison des CLSC ou des régions sociosanitaires, les résultats présentés peuvent être alors les taux ajustés selon la méthode directe ou les RTS.

Dans les deux cas, on peut cependant utiliser le RTS pour mesurer la signification statistique des différences de taux entre le territoire à l'étude et la population de référence.

Dans le cas du RTS, l'on teste l'hypothèse que :

$$\frac{\text{Taux de la population à l'étude}}{\text{Taux de la population de référence}} = 1$$

alors que dans le cas d'un test de différence de taux, l'on teste l'hypothèse que :

$$\text{Taux de la population à l'étude} - \text{Taux de la population de référence} = 0$$

Dans les deux cas, l'on obtient les mêmes résultats.

Enfin, lorsque la population à l'étude représente une proportion non-négligeable de la population de référence, il est recommandé, dans le calcul du RTS, de diviser le taux de la population à l'étude par celui de la population de référence excluant la population à l'étude. Ainsi, dans la comparaison du taux ajusté de la région de Montréal à celui du Québec, le RTS serait obtenu en divisant le taux de Montréal au taux du Québec excluant Montréal.

* La Fédération nationale des observatoires régionaux de la santé a également privilégié la standardisation directe à la standardisation indirecte dans une étude publiée en 2004 sur les inégalités de santé en France à l'échelle des cantons.

3 RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

1. Stevenson JM, Olson DR. «Methods for analysing county-level mortality rates». *Stat Med* 1993; 12(3-4): 393-401.
2. Jouglà E. «Tests statistiques relatifs aux indicateurs de mortalité en population». *Rev. Épidém et santé publ.*, 1997 : 45 (78-84)
3. Pennsylvania Department of Health. *EpiQMS Help – Guidelines for working with small numbers*. Disponible à l'adresse : <http://app2.health.state.pa.us/epiqms/EpiQMSHelp/DGEpiQMSHELP.htm>. Visité le 29 janvier 2004.
4. Janes GR, Hutwagner L, Cates W, Stroup DF, Williamson GD. «Descriptive epidemiology: Analyzing and interpreting surveillance data». Dans : Teutsch SM and Churchill RE, editors. *Principles and Practice of Public Health Surveillance*. 2nd Ed. New York: Oxford University Press; 2000, p. 112-167.
5. Last JM. *Dictionnaire d'épidémiologie*. 4th Ed. Edisem; 2004.
6. Fleiss JL. *Statistical Methods for Rates and Proportions*. 2nd Ed. New York: John Wiley & Sons; 1981.
7. Last JM. *A Dictionary of Epidemiology*. 2nd Ed. Oxford University Press; 1988.
8. Curtin LR, Klein RJ. *Direct standardization (Age-adjusted death rates)*. Statistical Notes no 6. Centers for Disease Control and Prevention / National Center for Health Statistics; 1995.
9. Julious SA, Nicholl J, George S. «Why do we continue to use standardized mortality ratios for small area comparisons?» *J Public Health Med* 2001; 23(1): 40-46.
10. Kleinman JC. *Age-adjusted mortality indexes*. Statistical Notes for Health Planners no 3. National Center for Health Statistics; 1977.
11. Elliott P, Wakefield JC, Best NG, Briggs DJ (Eds). *Spatial Epidemiology: Methods and Applications*. Oxford: Oxford University Press; 2000.
12. Breslow NE and Day NE. *Statistical Methods in Cancer Research*. Vol II: The design and analysis of cohort studies. Lyon: International Agency for Research on Cancer; 1987.
13. Langlois S, Morrison P. «Suicide deaths and suicide attempts». *Health Reports* 2002; 13(2): 9-22.

14. Choinière R. *La mortalité au Québec : Une comparaison internationale*. Québec : Institut national de santé publique du Québec ; 2003.
15. Hennekens CH and Buring JE. *Epidemiology in Medicine*. Boston: Little, Brown and Co.; 1987.
16. Pickle LW, White AA. «Effects of the choice of age-adjustment method on maps of death rates». *Stat Med* 1995; 14: 615-27.
17. Pennsylvania Department of Health. *Health Statistics – Technical Assistance (Small area analysis) – Calculating reliable rates and standardized ratios*. Disponible à l'adresse : <http://www.health.state.pa.us/hpa/stats/techassist/flow1a.htm> Visité le 14 janvier 2004.
18. Kleinman JC. *Assessing the stability of rates and changes in rates*. Statistical Notes for Health Planners no 2. National Center for Health Statistics; 1976.
19. Chan CK, Feinstein AR, Jekel JF, Wells CK. «The value and hazards of standardization in clinical epidemiological research». *J Clin Epidemiol* 1988; 41(11): 112
20. Fédération nationale des observatoires régionaux de la santé. *Inégalités cantonales de santé en France*. Collection «Les études du réseau des ORS». Paris, 2004

ANNEXE 1

EXEMPLE DE CALCUL DU RAPPORT DE TAUX STANDARDISÉS (RTS) ET DE L'INDICE COMPARATIF DE MORTALITÉ (ICM)

Tableau 2 : Étape 1 : Calcul des taux par âge

Exemple de calcul du rapport de taux standardisés (RTS) et de l'indice comparatif de mortalité (ICM)*. Le cas de la mortalité par suicide, sexes réunis, pour le CLSC Lac St-Louis durant la période 1994-1998. La population de référence est celle du Québec en 1996.

Groupe d'âge	CLSC Lac St-Louis pour la période 1994-1998		Québec pour la période 1994-1998		Population de référence : Québec, 1996	Taux par âge	
	Décès (d _i)	Population (1996 X 5) (n _i)	Décès (D _{R,i})	Population (1996 X 5) (N _{R,i})	Population (N _R)	CLSC Lac St-Louis (t _i)	Québec 1994-1998 (T _{R,i})
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
						(1) ÷ (2)	(3) ÷ (4)
0-4	0	25 115	0	2 301 610	460 322	0,000000	0,000000
5-14	0	56 625	85	4 611 740	922 348	0,000000	0,000018
15-24	4	49 160	1 139	4 874 500	974 900	0,000081	0,000234
25-44	5	112 710	3 127	11 986 725	2 397 345	0,000044	0,000261
45-64	8	95 385	1 970	8 244 785	1 648 957	0,000084	0,000239
65-74	4	26 780	395	2 623 520	524 704	0,000149	0,000151
75+	1	20 300	232	1 727 085	345 417	0,000049	0,000134
Total	22	386 075	6 948	36 369 965	7 273 993	0,000057	0,000191

Remarque : Comme il s'agit dans cet exemple d'une période de 5 ans, les effectifs de population ont été multipliés par 5.

Tableau 3 : Étape 2 : Calcul des décès attendus

Groupe d'âge	Décès attendus			Erreur-type RTS	
	(A _i)	(A _{R,i})	(a _i)	1 ^{er} terme	2 ^e terme
	(8) (6) x (5)	(9) (7) x (5)	(10) (7) x (2)	(11) (5) ² x (1) / (2) ²	(12) (5) ² x (3) / (4) ³
0-4	0	0	0	0	0
5-14	0	17,00	1,04	0	3,40
15-24	79,32	227,80	11,49	1573,10	45,56
25-44	106,35	625,40	29,40	2262,07	125,08
45-64	138,30	394,00	22,79	2390,83	78,80
65-74	78,37	79,00	4,03	1535,56	15,80
75+	17,02	46,40	2,73	289,53	9,28
Total	419,36	1389,60	71,48	8051,09	277,92

* Une version électronique en format Excel de l'exemple présenté ci-dessus est disponible à l'adresse Web suivante : http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/364_Standardisation_Exemple.xls

Calcul du taux standardisé pour le CLSC Lac St-Louis 1994-1998 :

$$\frac{\text{Somme des décès attendus } A_i (8)}{\text{Population totale de référence (5)}} = \frac{419,36}{7\,273\,993} \times 100\,000 = 5,77 \text{ cas pour } 100\,000$$

Calcul du taux standardisé pour le Québec 1994-1998 :

$$\frac{\text{Somme des décès attendus } A_{R,i} (9)}{\text{Population totale de référence (5)}} = \frac{1\,389,60}{7\,273\,993} \times 100\,000 = 19,10 \text{ cas pour } 100\,000$$

Calcul du RTS :

$$\frac{\text{Somme des décès attendus } A_i (8)}{\text{Somme des décès attendus } A_{R,i} (9)} = \frac{419,36}{1\,389,60} \times 100 = 30,18$$

$$= \frac{\text{Taux standardisé pour le CLSC Lac St - Louis 1994-1998}}{\text{Taux standardisé pour le Québec 1994-1998}} = \frac{5,77}{19,10} \times 100 = 30,18$$

Calcul de l'ICM :

$$\frac{\text{Somme des décès observés } d_i (1)}{\text{Somme des décès attendus } a_i (10)} = \frac{22}{71,48} \times 100 = 30,78$$

Calcul non approximatif de l'erreur-type du RTS :

$$\frac{\text{Racine carrée de } ((11) + (RTS^2 \times (12)))}{\text{Somme des décès attendus } A_{R,i} (9)} = \frac{\sqrt{8051,09 + (0,3018^2 \times 277,92)}}{1389,60} \times 100 = 6,47$$

Calcul approximatif de l'erreur-type du RTS :

$$\frac{\text{Racine carrée de (11)}}{\text{Somme des décès attendus } A_{R,i} (9)} = \frac{\sqrt{8051,09}}{1389,60} \times 100 = 6,46$$

Calcul de l'erreur-type de l'ICM :

$$\frac{\text{Racine carrée de la somme des décès observés } d_i (1)}{\text{Somme des décès attendus } a_i (10)} = \frac{\sqrt{22}}{71,48} \times 100 = 6,56$$

Calcul de du coefficient de variation du RTS :

$$\frac{\text{Erreur - type du RTS}}{\text{RTS}} = \frac{6,46}{30,18} \times 100 = 21,40 \%$$

Calcul du coefficient de variation de l'ICM :

$$\frac{\text{Erreur - type de l'ICM}}{\text{ICM}} = \frac{6,56}{30,78} \times 100 = 21,32 \%$$

Calcul de l'intervalle de confiance du RTS :

Limite inférieure

$$\frac{\text{RTS}}{\exp(1,96 \times \text{CV}_{\text{RTS}})} = \frac{30,18}{\exp(1,96 \times 0,2140)} \times 100 = 19,84$$

Limite supérieure

$$\text{RTS} \times \exp(1,96 \times \text{CV}_{\text{RTS}}) = 30,18 \times \exp(1,96 \times 0,2140) \times 100 = 45,90$$

Calcul de l'intervalle de confiance de l'ICM :

Limite inférieure

$$\frac{\text{ICM}}{\exp(1,96 / \sqrt{\text{Somme des décès observés } d_i(1)})} = \frac{30,78}{\exp(1,96 / \sqrt{22})} \times 100 = 20,26$$

Limite supérieure

$$\text{ICM} \times \exp(1,96 / \sqrt{\text{Somme des décès observés } d_i(1)}) = 30,78 \times \exp(1,96 / \sqrt{22}) = 46,74$$

Signification statistique :

RTS :

$$Z = \frac{\ln(\text{RTS}_{\text{CLSC}})}{\frac{\text{ET}_{\text{RTS}_{\text{CLSC}}}}{\text{RTS}_{\text{CLSC}}}} = \frac{\ln(0,3018)}{0,0646/0,3018} = -5,60$$

ICM :

$$Z = \frac{\ln(\text{ICM}_{\text{CLSC}})}{\frac{\text{ET}_{\text{ICM}_{\text{CLSC}}}}{\text{ICM}_{\text{CLSC}}}} = \frac{\ln(0,3078)}{0,0656/0,3078} = -5,53$$

ANNEXE 2

**RAPPORT DE TAUX STANDARDISÉS, INDICE
COMPARATIF DE MORTALITÉ, ERREUR-TYPE,
COEFFICIENT DE VARIATION ET RANG POUR LA
MORTALITÉ PAR SUICIDE, CLSC DU QUÉBEC, 1994-1998**

TERRITOIRE DE CLSC								
	Valeur		ET		CV		Rang	
	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM
RÉGION 1 - Bas-Saint-Laurent								
Rimouski-Neigette	116	116	15	15	13	13	93	93
Mitissien	108	110	24	24	22	22	80	81
Matane	119	117	23	22	19	19	99	94
Vallée	96	97	22	22	23	23	56	60
Basques	152	154	40	40	26	26	127	130
Témiscouata	103	109	21	22	21	20	67	79
Rivières et Marées	136	136	21	21	15	15	115	113
Kamouraska	115	113	23	23	20	20	92	87
RÉGION 2 - Saguenay-Lac-Saint-Jean								
Cléophas-Claveau	130	133	23	24	18	18	104	111
Grand-Chicoutimi	114	116	12	12	11	11	90	92
Jonquière	108	110	13	13	12	12	79	83
Prés-bleus	105	105	18	18	17	17	71	69
Maria-Chapdelaine	121	124	21	22	18	17	101	101
Le Norois	106	110	14	15	14	13	74	82
RÉGION 3 – Capitale nationale								
Portneuf	151	153	19	19	12	12	125	129
Sainte-Foy-Sillery-Laurentien	93	93	9	8	9	9	52	52
Haute-Ville-des-Rivières	117	117	13	12	11	11	96	95
Basse-Ville-Limoilou-Vanier	225	216	17	16	7	7	145	143
Haute-Saint-Charles	104	105	12	12	11	11	68	68
Orléans	107	107	10	10	10	10	77	74
La Source	96	96	10	10	11	11	57	57
Charlevoix	111	111	19	19	17	17	85	85
RÉGION 4 - Mauricie-Centre-du-Québec								
Saint-Maurice	159	157	32	32	20	20	134	133
Vallée-de-la-Batiscan	102	97	21	20	21	20	66	61
Centre-de-la-Mauricie	132	132	14	14	11	11	108	109
MRC de Maskinongé	82	82	19	19	23	23	37	37
Les Forges	106	107	12	12	11	11	75	73
Cloutier-du Rivage	147	147	18	18	12	12	124	123
Nicolet-Yamaska	107	107	22	22	20	20	78	75
Les Blés d'Or	110	108	25	24	22	22	84	77
Drummond	125	124	12	12	10	10	102	100
Suzor-Côté	133	133	15	15	11	11	111	112
Érable	134	132	24	24	18	18	112	108

Doit-on utiliser la standardisation directe ou indirecte dans l'analyse de la mortalité à l'échelle des petites unités géographiques?

TERRITOIRE DE CLSC (suite)								
	Valeur		ET		CV		Rang	
	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM
RÉGION 5 - Estrie								
Granit	130	129	26	25	20	20	105	105
MRC d'Asbestos	117	119	29	29	24	24	95	97
Haut-Saint-François	140	140	27	26	19	19	118	118
Val Saint-François	118	120	21	21	18	18	98	98
MRC de Coaticook	137	146	29	31	21	21	116	122
Memphrémagog	115	115	18	18	15	15	91	90
Sherbrooke	109	109	9	9	8	8	82	78
RÉGION 6 - Montréal								
Lac Saint-Louis	30	31	6	7	21	21	3	2
Pierrefonds	50	51	7	7	13	13	11	12
Vieux La Chine	68	66	11	11	17	16	20	20
Pointe Saint-Charles	114	119	30	31	26	26	87	96
Verdun/Côte Saint-Paul	95	95	10	10	11	11	55	56
La Salle	35	35	7	7	20	20	6	6
Rivière-des-Prairies	51	50	11	10	21	20	12	10
Pointe-aux-Trembles/Montréal-Est	77	75	13	12	16	16	32	28
Mercier-Est/Anjou	93	93	11	11	12	12	53	53
Olivier-Guimond	81	81	14	14	17	17	36	36
Hochelaga-Maisonneuve	171	172	20	19	11	11	139	139
Rosemont	87	86	11	11	12	12	46	43
Saint-Léonard	59	60	9	9	15	15	16	17
Côte-des-Neiges	53	54	7	7	12	12	14	14
René-Cassin	33	34	9	9	27	26	5	5
NDG/Montréal-Ouest	68	67	10	10	15	15	22	21
Métro	88	89	12	12	14	13	50	48
Saint-Louis du Parc	82	85	15	14	18	17	38	40
Saint-Henri	132	129	23	22	18	17	109	104
Montréal-Nord	98	98	11	11	12	11	60	62
Saint-Michel	76	75	12	12	16	16	30	29
Ahuntsic	87	86	11	11	12	12	45	44
Notre-Dame de la Merci	50	51	10	10	20	20	10	13
Saint-Laurent	40	41	8	8	19	19	7	8
Faubourgs	212	211	22	21	10	10	143	142
Plateau Mont-Royal	118	115	15	14	13	13	97	89
Parc Extension	32	31	11	10	33	33	4	3
Villeray	97	94	13	12	13	13	59	54
La Petite Patrie	101	102	14	14	14	14	62	66

TERRITOIRE DE CLSC (suite)								
	Valeur		ET		CV		Rang	
	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM
RÉGION 7 - Outaouais								
Hull	105	107	13	13	12	12	72	72
Grande-Rivière	62	58	15	13	24	23	18	16
Gatineau	85	85	10	9	11	11	42	42
Pontiac	113	111	25	24	22	22	86	84
Collines	69	73	17	18	24	24	23	23
Vallée-de-la-Gatineau	191	190	31	31	17	16	142	141
Vallée de la Lièvre	153	151	24	23	16	15	129	125
Petite-Nation	151	152	33	32	22	21	126	127
RÉGION 8 – Abitibi-Témiscamingue								
Témiscaming	57	55	41	39	71	71	15	15
Sainte-Famille	75	75	24	24	32	32	27	30
Le Partage des Eaux	143	144	19	19	13	13	121	119
Aurores Boréales	145	144	26	26	18	18	123	120
Les Eskers	153	151	26	25	17	17	128	126
Vallée-de-l'Or	182	185	21	21	11	11	141	140
RÉGION 9 – Côte-Nord								
Nord-Côtiers	114	115	30	30	26	26	89	88
Manicouagan	165	166	22	22	13	13	137	138
Sept-Rivières	131	130	20	19	15	15	106	106
L'Hématite	119	131	53	59	45	45	100	107
Minganie	131	138	44	46	34	33	107	116
Basse Côte Nord	40	37	29	26	72	71	8	7
RÉGION 10 – Nord-du-Québec								
Baie-James	104	112	24	25	23	22	70	86
RÉGION 11 – Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine								
Baie-des-Chaleurs	46	43	16	15	35	35	9	9
Pabok	156	158	28	28	18	18	132	134
Mer et Montagnes	75	76	18	18	24	24	28	31
Îles	21	22	12	13	58	58	2	1
Haute-Gaspésie	144	147	33	34	23	23	122	124
Malauze	75	74	23	22	30	30	25	26

Doit-on utiliser la standardisation directe ou indirecte dans l'analyse de la mortalité à l'échelle des petites unités géographiques?

TERRITOIRE DE CLSC (suite)								
	Valeur		ET		CV		Rang	
	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM
RÉGION 12 - Chaudière-Appalaches								
Etchemins	143	138	29	28	21	20	120	117
MRC Nouvelle-Beauce	157	156	26	26	16	16	133	132
Beauce-Sartigan	153	153	19	19	12	12	130	128
Beauce-Centre	167	165	31	31	19	19	138	137
Frontenac	162	164	19	19	12	12	135	135
MRC Desjardins	109	109	15	15	13	13	83	80
Paul-Gilbert	88	88	11	11	13	13	48	47
MRC de Bellechasse	162	165	24	24	15	15	136	136
Arthur-Caux	155	154	25	25	16	16	131	131
MRC de L'Islet	86	90	21	22	24	24	43	50
MRC de Montmagny	216	220	30	31	14	14	144	144
RÉGION 13 - Laval								
Mille-Îles	92	91	14	14	15	15	51	51
Ruisseau-Papineau	74	75	9	9	12	12	24	27
Marigot	104	103	11	11	11	11	69	67
Sainte-Rose de Laval	85	85	9	9	11	11	40	41
RÉGION 14 - Lanaudière								
Autray	108	108	17	17	16	16	81	76
Matawi	142	145	20	20	14	13	119	121
Joliette	134	133	16	16	12	12	113	110
Montcalm	137	136	20	19	14	14	117	114
Lamater	78	76	10	9	12	12	33	32
Meilleur	85	84	10	9	11	11	41	39
RÉGION 15 - Laurentides								
Jean-Olivier-Chénier	86	87	10	10	12	12	44	45
Thérèse-de-Blainville	83	83	9	9	11	10	39	38
Hautes-Laurentides	136	137	20	20	15	15	114	115
Arthur-Buies	129	128	12	12	9	9	103	103
Pays-d'en-Haut	133	128	23	21	17	17	110	102
Trois Vallées	116	122	18	19	15	15	94	99
Argenteuil	106	106	20	20	19	19	73	71
RÉGION 16 - Montérégie								
La Presqu'île	98	96	11	10	11	11	61	58
Huntingdon	114	115	22	23	20	20	88	91
Seigneurie de Beauharnois	106	106	14	14	13	13	76	70
Châteauguay	75	73	11	11	15	15	26	25
Jardin du Québec	97	97	21	21	22	22	58	59
Kateri	61	61	9	9	15	15	17	18

TERRITOIRE DE CLSC (<i>suite</i>)	Valeur		ET		CV		Rang	
	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM
RÉGION 16 – Montérégie								
Samuel-de-Champlain	64	65	8	8	12	12	19	19
Longueuil-Ouest	101	102	12	12	12	12	63	65
Longueuil-Est	87	89	12	12	14	13	47	49
Saint-Hubert	76	73	11	10	14	14	29	24
Seigneuries	68	69	9	9	13	13	21	22
Champagnat de la Vallée des Forts	80	80	9	9	12	12	35	35
Patriotes	52	50	8	8	15	15	13	11
Richelieu	80	78	13	13	17	16	34	34
Havre	101	99	14	14	14	14	64	63
Maskoutains	88	87	11	11	12	12	49	46
Pommeraiie	101	101	15	15	15	15	65	64
Haute-Yamaska	94	94	11	11	12	12	54	55
MRC d'Acton	77	76	23	23	30	30	31	33
RÉGION 17 - Nunavik								
Inuulitsivik	543	774	105	144	19	19	146	146
Tulattavik de L'Ungava	176	279	64	99	36	35	140	145
RÉGION 18 - Terres-cries-de-la-Baie-James								
Conseil cri de la Baie-James	21	32	13	18	60	58	1	4

LA QUALITÉ DES MAMMOGRAPHIES DANS LE PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN, 2004-2005

Marie-Hélène Guertin et les membres de l'Équipe
d'évaluation du PQDCS

**Institut national
de santé publique**

Québec



Plan de la présentation

- Contexte de l'étude
- Objectifs
- Méthodes
- Résultats
- Discussion

Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS)

- A débuté en 1998
- Invite les femmes de 50-69 ans à tous les 2 ans
- Vise à réduire la mortalité par cancer du sein en le détectant au cours de la période préclinique

Équipe d'évaluation du PQDCS

- L'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) mandaté par le MSSS pour évaluer le programme
- Rôle de soutien aux travaux en assurance-qualité du programme
- Production et analyse de différents indicateurs de processus et d'effets du programme ainsi que leurs déterminants

Équipe d'évaluation du PQDCS

- Des projets visant à identifier les déterminants de la performance du programme
 - Caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres

Équipe d'évaluation du PQDCS

- La qualité des mammographies pourraient influencer la performance du programme

Importance de la qualité des mammographies

- L'importance d'effectuer des mammographies de qualité est généralement reconnue par les programmes de dépistage, y compris le PQDCS.
- Des mammographies de mauvaise qualité pourraient nuire à la détection des cancers, mais aussi entraîner des faux positifs chez les femmes sans cancer.

Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) – Assurance-qualité

- Désignation (MSSS)
- Certification (LSPQ)
- Agrément (CAR)

Évaluation de la qualité des mammographies cliniques

Agrément (CAR)

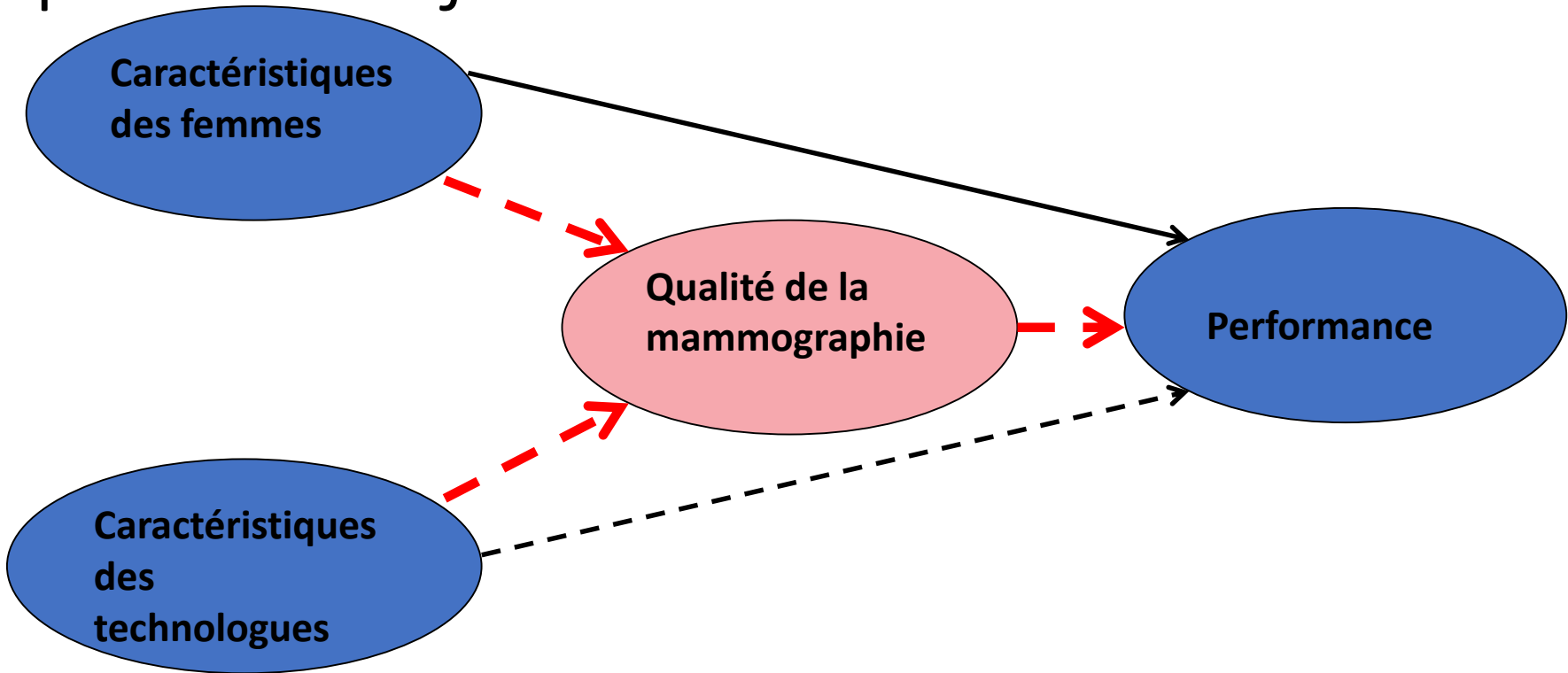
2 mammographies choisies par les centres sont évaluées tous les 3 ans

Qualité des mammographies

- La qualité des mammographies cliniques effectuées au quotidien dans le PQDCS n'est pas évaluée.
- Peu d'études ont évalué les facteurs qui peuvent influencer la qualité des mammographies cliniques (notamment les caractéristiques des femmes et des technologues).
- Aucune étude n'a évalué si la qualité des mammographies était associée au taux de faux positifs (spécificité).

Objectifs

Mesures et associations visées par les objectifs de l'étude



Méthodes

Population et échantillonnage

394 190 mammographies admissibles

80 centres / 413 technologues



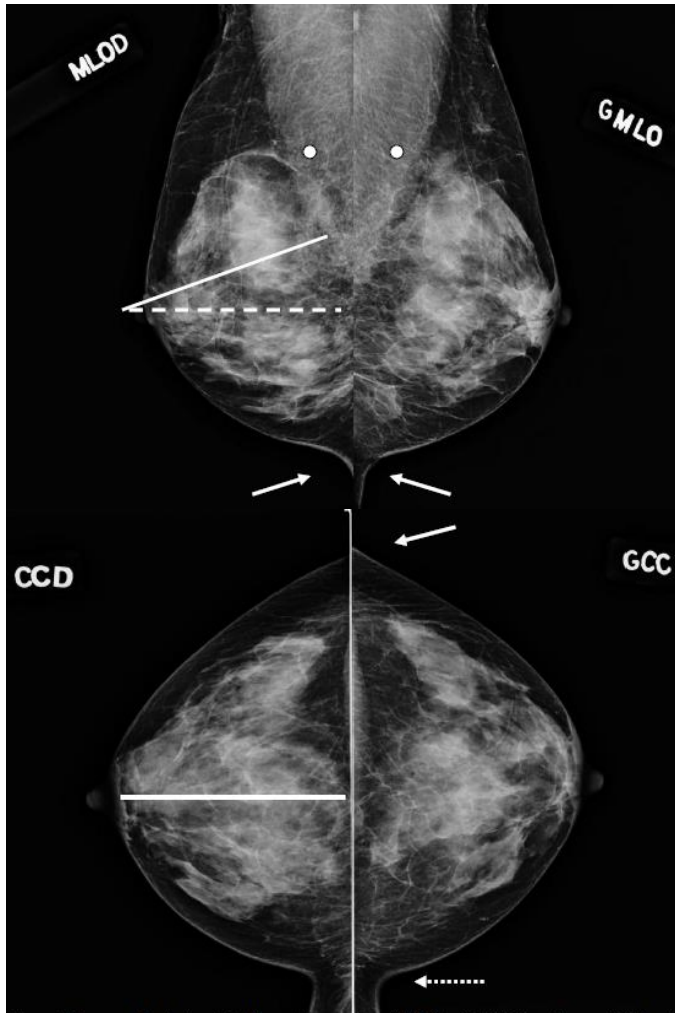
1278 mammographies échantillonnées

80 centres / 254 technologues

Collecte des données – qualité des mammographies

- Les mammographies (n = 1278) ont été envoyées à un radiologiste expert
- Un sous-échantillon (n = 197) a ensuite été envoyé à un deuxième radiologiste expert, puis à un troisième en cas de désaccord

Critères de la CAR



Jugement global (adéquat / inadéquat)

- **Positionnement**
- Compression
- Niveau d'exposition
- Détail (netteté)
- Contraste
- Bruit
- Artéfacts

Score
(1 à 5)

Collecte des données –autres variables

Information recueillie	Source
Caractéristiques des femmes	SI-PQDCS
Caractéristiques des technologues	Questionnaire développé pour l'étude

Résultats

Participation

- Parmi les 1278 mammographies sélectionnées dans l'échantillon, 1220 (**95,5%**) ont été obtenues.
- Parmi les 254 technologues ayant effectué des mammographies dans l'échantillon, 220 (**86,6%**) ont répondu au questionnaire.

MERCI!

Qualité des mammographies (sous- échantillon, n = 197)

- **49,7 %** des mammographies avaient un **jugement global inadéquat**.
- **37,2 %** avaient un **positionnement inadéquat**. Le **positionnement** est la composante de la qualité le plus souvent problématique (score de 1 ou 2).

Qualité reproductible?

- L'études a permis de constater que certains aspects de la qualité sont plus subjectifs.
 - Différents radiologistes n'ont pas toujours la même opinion
 - Exemple: compression, netteté, et certains aspects du positionnement

Positionnement

- Les radiologistes étaient souvent d'accord pour noter:
 - La présence d'un muscle pectoral concave ou court (MLO), l'affaissement des seins (MLO), les plis de peau
- Les radiologistes étaient moins souvent d'accord pour noter:
 - La visualisation des tissus postérieurs (MLO), une exagération excessive (CC), partie de sein coupé

Caractéristiques des femmes et qualité globale des mammographies

- Associées à la qualité des mammographies:
 - Parité (aucun enfant)
 - Antécédents de ponction à aiguille fine – biopsie
 - Indice de masse corporelle (<25, ≥25 - <30, ≥30 kg/m²)
 - Densité mammaire (<25 %, 25 – 49 %, 50 – 75 %, > 75 %)
- Non associées à la qualité des mammographies:
 - Âge, statut ménopausique, prise d'hormonothérapie de substitution, antécédents de mammographie, douleur aux seins

Caractéristiques des femmes et qualité globale des mammographies

Caractéristiques des femmes	Qualité du positionnement
Parité (avoir au moins un enfant)	↑
Antécédents de ponction ou biopsie	↓
↑ Densité mammaire	↓
↑ Indice de masse corporelle	↓

Caractéristique des technologues et qualité du positionnement

- **Expérience**
 - Années d'expérience, volume annuel de mammographies, proportion de la pratique de mammographies allouée au dépistage
- **Formation**
 - Heures en éducation médicale continue (EMC) reçues et données, formation d'autres technologues en positionnement, heures en formations pratique additionnelle en positionnement
- **Pratique (responsabilités)**
 - Développement des films, responsabilité quant à la qualité de ses films, supervision d'autres technologues, contrôle de qualité, rétroaction, temps alloué à la mammographie

Caractéristiques des technologues et qualité du positionnement

Technologues	N techno	% bon positionnement
Formation pratique en positionnement		
0 heure	98	42,4
< 15 heures	74	46,4
≥ 15 heures	59	52,3
Donne formation ÉMC		
< 15 heures	210	45,0
≥ 15 heures	23	52,9

Qualité des mammographies et proportion de faux positifs

Mesure	mammos (n = 1209)	% faux positifs	Ratio ajusté (IC95%)
Jugement global			
Adéquat	468	6,8	1,0
Inadéquat	741	9,7	1,4 (1,0-2,1)
Artéfacts			
Adéquat	1079	7,6	1,0
Inadéquat	130	16,2	2,1 (1,3-3,3)

Discussion

Résultats importants

- Une proportion élevée de mammographies ne répond pas aux critères de la CAR.
 - Impact possible sur la performance du programme.
- La reproductibilité inter-évaluateur des évaluations est faible.
 - Suggère subjectivité lors de l'accréditation des centres par la CAR.

Résultats importants

- Une augmentation de l'indice de masse corporelle est associée à une diminution de la qualité des mammographies.
 - Formation des technologues concernant les mammographies chez les femmes avec un IMC élevé.
- La formation pratique (plus spécifiquement en positionnement) est associée à un meilleur positionnement.
 - Une avenue possible pour améliorer la qualité des mammographies dans le programme.

Forces et limites



Échantillon représentatif

Participation excellente

Facteurs de confusion pris en compte

Originalité

Données de plus de 10 ans
(technologie a changé)

Subjectivité de la mesure
de qualité

Orientations futures

- Étude en cours à l'INSPQ concernant le lien entre la qualité de la mammographie et la sensibilité.
- Suivi de la qualité des mammographies numériques (CR et DR)

Merci!



information



formation



recherche



coopération
internationale

CANCER D'INTERVALLE CHEZ LES FEMMES AVEC
PREMIÈRE MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE
NORMALE DANS LE CADRE DU *PROGRAMME*
QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE DU CANCER DU
SEIN (PQDCS) EN 1998-2000

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC

CANCER D'INTERVALLE CHEZ LES FEMMES AVEC
PREMIÈRE MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE
NORMALE DANS LE CADRE DU *PROGRAMME*
QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE DU CANCER DU
SEIN (PQDCS) EN 1998-2000

DIRECTION SYSTÈMES DE SOINS ET SERVICES

SEPTEMBRE 2005

AUTEURS

Nicole Hébert-Croteau, M.D., M.P.H., Ph. D.
Institut national de santé publique du Québec, et
Centre de recherche de l'Hôpital Charles LeMoine

Isabelle Théberge, M. Sc.
Institut national de santé publique du Québec

André Langlois, M. Sc.
Institut national de santé publique du Québec

Diane Major, Ph. D.
Institut national de santé publique du Québec et
Unité de recherche en santé des populations du Centre hospitalier affilié universitaire de Québec

Jacques Brisson, M.D., D. Sc.
Unité de recherche en santé des populations du Centre hospitalier affilié universitaire de Québec,
Département de médecine sociale et préventive de l'Université Laval et
Institut national de santé publique du Québec

AVEC LA COLLABORATION DE

Les autres membres de l'équipe d'évaluation du *Programme québécois de dépistage du cancer du sein* (PQDCS)

REMERCIEMENTS

Les auteurs remercient les docteurs Michel-Pierre Dufresne, Sylvie Groleau, Guy Roy, Wilber Deck et Bernard Candas pour leurs commentaires concernant une version préliminaire de ce rapport. Les auteurs remercient également Mesdames Julie Dupuis, archiviste médicale, Claudia Larochelle, technicienne en enquête et sondage et Andréanne Jean, étudiante en médecine ainsi que les directions des services professionnels et les services des archives des hôpitaux pour leur collaboration à ce projet.

Cette étude a été subventionnée par le ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, Direction de la santé publique.

Ce document est disponible en version intégrale sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec : <http://www.inspq.qc.ca>. Reproduction autorisée à des fins non commerciales à la condition d'en mentionner la source.

CONCEPTION GRAPHIQUE :
MARIE PIER ROY

DOCUMENT DÉPOSÉ À SANTÉCOM ([HTTP://WWW.SANTECOM.QC.CA](http://www.santecom.qc.ca))
COTE : INSPQ-2005-064

DÉPÔT LÉGAL – 4^e TRIMESTRE 2005
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU CANADA
ISBN 2-550-45653-X (VERSION IMPRIMÉE)
ISBN 2-550-45654-8 (PDF)
©Institut national de santé publique du Québec (2005)

ÉTABLISSEMENTS DE SANTÉ AU QUÉBEC QUI ONT COLLABORÉ À CETTE ÉTUDE

C.H. Anna-Laberge, Châteauguay	C.H. régional de Lanaudière, Saint-Charles Borromée
C.H. Beauce-Etchemin, Saint-Georges	C.H. régional de Sept-Îles, Sept-îles
C.H. de Baie-des-Chaleurs, Maria	C.H. régional de Trois-Rivières – Pavillon Saint-Joseph, Trois-Rivières
C.H. de Charlevoix, Baie-Saint-Paul	C.H. Rouyn-Noranda, Rouyn-Noranda
C.H. de la Région de l'Amiante, Thetford Mines	C.H. St.Mary, Montréal
C.H. de Lachine, Lachine	C.H. Sainte-Croix, Drummondville
C.H. de l'Archipel, Cap-aux-Meules	C.H. Saint-Eustache, Saint-Eustache
C.H. de Lasalle, Lasalle	C.H.A. – Hôtel-Dieu de Lévis, Lévis
C.H. de Val d'Or, Val d'Or	C.H.A.U.Q. – Pavillon de l'Enfant-Jésus, Québec
C.H. de Verdun, Verdun	C.H.A.U.Q. – Pavillon Saint-Sacrement, Québec
C.H. des Vallées de l'Outaouais – Pavillon Gatineau, Gatineau	C.H.U.M. – Hôpital Notre-Dame, Montréal
C.H. des Vallées de l'Outaouais – Pavillon Hull, Hull	C.H.U.M. – Hôpital Saint-Luc, Montréal
C.H. du Suroît Salaberry-de-Valleyfield, Valleyfield	C.H.U.M. – Hôtel-Dieu de Montréal
C.H. et Centre de réadaptation Antoine-Labelle, Des Ruisseaux	C.H.U.Q. – Pavillon CHUL, Sainte-Foy
C.H. Fleury, Montréal	C.H.U.Q. – Pavillon L'Hôtel-Dieu de Québec, Québec
C.H. Granby, Granby	C.H.U.Q. – Pavillon Saint-François d'Assise, Québec
C.H. Hôtel-Dieu d'Amos, Amos	C.H.U.S. – Site Fleurimont, Sherbrooke
C.H. Hôtel-Dieu d'Arthabaska, Victoriaville	C.S.S.S. de la Mauricie, La Tuque
C.H. Hôtel-Dieu de Sorel, Sorel	C.U.S.M. – Hôpital Général de Montréal, Montréal
C.H. Laurentien, Sainte-Agathe-des-Monts	C.U.S.M. – Hôpital Royal Victoria, Montréal
C.H. Pierre-Boucher, Longueuil	Carrefour de santé de Jonquière, Jonquière
C.H. Pierre-Le Gardeur, Repentigny	Centre de santé de Sainte-Famille, Ville-Marie
C.H. régional de Baie-Comeau – Pavillon Le Royer, Baie-Comeau	
C.H. régional de la Mauricie, Shawinigan-Sud	

Centre le Jeannois, Alma	Hôpital Jean-Talon, Montréal
Cité de la santé de Laval, Laval	Hôpital Laval, Sainte-Foy
Complexe hospitalier de la Sagamie, Chicoutimi	Hôpital Maisonneuve-Rosemont, Montréal
Hôpital Barrie Memorial, Ormstown	Hôpital Sainte-Anne-de-Beaupré, Beaupré
Hôpital Charles LeMoyne, Greenfield Park	Hôpital Santa Cabrini, Montréal
Hôpital d'Argenteuil, Lachute	Hôtel-Dieu de Roberval, Roberval
Hôpital du Haut-Richelieu, Saint-Jean-sur-Richelieu	Hôtel-Dieu de Saint-Jérôme, Saint-Jérôme
Hôpital Général du Lakeshore, Pointe-Claire	Léger et associés, radiologistes, Montréal
Hôpital Général Juif Sir Mortimer B. Davis, Montréal	R.S.S.S. des Aurores boréales, La Sarre
Hôpital Hôtel-Dieu de Montmagny, Montmagny	Réseau santé Richelieu-Yamaska – Pavillon Honoré-Mercier, Saint-Hyacinthe

RÉSUMÉ

Les cancers d'intervalle sont des cancers qui sont diagnostiqués dans l'intervalle entre un dépistage négatif et le dépistage suivant. Le taux de cancer d'intervalle est l'un des indicateurs de performance prévus dans le cadre de référence du *Programme québécois de dépistage du cancer du sein* (PQDCS). Le cadre de référence du PQDCS n'a pas fixé de norme pour le taux de cancer d'intervalle mais le Groupe canadien de travail sur les indicateurs d'évaluation des programmes de dépistage du cancer du sein a statué que le taux de cancer d'intervalle devrait être, au plus, de 6 cancers infiltrants pour 10 000 personnes-années dans l'intervalle de ≤ 12 mois et de 12/10 000 pour celui de ≤ 24 mois, post-dépistage négatif.

L'objectif premier de cette analyse était d'estimer le taux de cancer d'intervalle parmi les femmes qui ont eu une première mammographie de dépistage dans le cadre du PQDCS en 1998-2000 et dont la mammographie de dépistage a été interprétée comme normale (incluant les lésions bénignes non équivoques). L'analyse visait également à identifier les caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres associées à une élévation ou à une diminution du taux de cancer d'intervalle précoce (≤ 12 mois post-dépistage), du taux de cancer d'intervalle tardif (13-24 mois post-dépistage) ou du taux de détection. Finalement, l'étude voulait comparer les caractéristiques cliniques et pathologiques de trois groupes de cancers : les cancers d'intervalle diagnostiqués précocement (≤ 12 mois post-dépistage), les cancers d'intervalle diagnostiqués tardivement (13-24 mois post-dépistage) et les cancers détectés par dépistage.

L'étude porte sur les femmes qui ont subi une première mammographie de dépistage dans le cadre du PQDCS (appelée mammographie de dépistage initiale) au cours de la période 1998-2000 et qui ont signé le formulaire de consentement au programme. Quatre groupes de femmes sont comparés : cancers détectés par dépistage, cancers d'intervalle diagnostiqués ≤ 12 mois post-dépistage, cancers d'intervalle diagnostiqués 13-24 mois post-dépistage et témoins. Premièrement, le groupe « cancers détectés par dépistage » comprend toutes les femmes avec un cancer du sein (*in situ* ou infiltrant) détecté par dépistage lors d'une première participation au PQDCS entre 1998 et 2000 ($n = 1\ 699$). Deuxièmement, le groupe « cancers d'intervalle » comprend toutes les femmes qui ont eu une première mammographie de dépistage normale en 1998-2000 mais chez qui un cancer du sein (*in situ* ou infiltrant) a été diagnostiqué dans la période post-dépistage ($n = 165$, ≤ 12 mois post-dépistage; $n = 404$, 13-24 mois post-dépistage). Finalement, un groupe de « témoins » a été sélectionné parmi les femmes qui ont eu une première mammographie de dépistage normale en 1998-2000 sans diagnostic de cancer du sein au cours de la période post-dépistage ($n = 48\ 200$). Les témoins ont été sélectionnés de façon aléatoire selon un ratio de 20 témoins pour chaque cas, en appariant cas et témoins pour le trimestre de la mammographie. Les variables relatives aux caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres de dépistage proviennent du Système d'information du PQDCS (SI-PQDCS). Les données concernant les caractéristiques cliniques et pathologiques des cancers (détectés par dépistage et d'intervalle) ont été recueillies à partir du rapport de pathologie, du SI-PQDCS et de MedÉcho. Les données ont été analysées par régression logistique. Dans toutes les analyses, la variance des rapports de cotes (RCs) a été corrigée pour tenir compte

de la corrélation intra-radiologiste et de la corrélation intra-centre dans l'interprétation des clichés de mammographie.

Dans le PQDCS, parmi les femmes qui ont eu une première mammographie normale entre 1998 et 2000, le taux de cancer d'intervalle infiltrant est de 6,4 et de 11,6/10 000 femmes-années dans les périodes ≤ 12 et ≤ 24 mois post-dépistage normal respectivement. En terme d'incidence proportionnelle, ces taux correspondent à 23,3 % et à 42,0 % de l'incidence de cancer du sein infiltrant observée au Québec en 1997, avant le démarrage du PQDCS.

Le taux de cancer d'intervalle tend à être plus élevé parmi les femmes qui ont un risque plus élevé de cancer du sein. Ainsi, le taux de cancer d'intervalle augmente avec l'âge et avec l'indice de masse corporelle et le taux est plus élevé chez les femmes qui ont une histoire familiale de cancer du sein ou des antécédents de biopsie mammaire.

La densité mammaire est fortement associée au taux de cancer d'intervalle. Ce lien est particulièrement marqué dans l'année qui suit le dépistage. Dans la période de ≤ 12 mois post-dépistage, le rapport de cotes de cancer d'intervalle est de 13,00 (intervalle de confiance (IC) à 95 % : 6,79-24,89) chez les femmes avec > 75 % de densité mammaire, comparativement à celles avec moins de 25 % de densité. Cette observation confirme que la densité mammaire, tout en étant un facteur de risque du cancer du sein, peut masquer certains cancers lors du dépistage et limite la sensibilité de la mammographie.

Enfin, le taux de cancer d'intervalle, dans l'année qui suit le dépistage, tend à diminuer lorsque le volume de dépistage d'un centre augmente. Le taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage est de 37 % inférieur dans les centres où s'effectuent 4 000 examens de dépistage ou plus par année, comparativement aux centres réalisant moins de 2 000 examens de dépistage annuellement (RC : 0,63; IC 95 % : 0,37-1,06); χ^2 de tendance: 3,70; $p = 0,0546$).

En conclusion, la fréquence des cancers d'intervalle dans le PQDCS en 1998-2000 se compare à celle observée dans d'autres programmes de dépistage et rencontre les exigences établies par le Groupe canadien de travail sur les indicateurs d'évaluation des programmes de dépistage du cancer du sein. Par ailleurs, la densité du sein limite considérablement la capacité de la mammographie de dépistage de détecter des cancers. Ce lien entre des seins très denses et une diminution de sensibilité a aussi été observé dans d'autres études et fait maintenant consensus. Des études en cours aux États-Unis et en Europe permettront dans les prochaines années de savoir quelles mesures peuvent être prises pour améliorer la performance du dépistage chez les femmes avec des seins très denses. Enfin, une augmentation du volume de dépistage des centres semble liée à une augmentation du taux de détection et à une diminution du taux de cancer d'intervalle dans l'année suivant le dépistage. Ces observations suggèrent que la sensibilité du dépistage tend à être plus élevée dans les centres avec un volume de dépistage plus élevé. Il est important de comprendre les raisons qui expliquent ce lien de façon à pouvoir faire profiter tous les centres des avantages offerts par les centres avec volume de dépistage plus élevé.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	III
LISTE DES TABLEAUX	VII
1. INTRODUCTION	1
2. ÉTAT DES CONNAISSANCES SUR LES CANCERS D'INTERVALLE	5
2.1. Fréquence des cancers d'intervalle après un dépistage négatif	5
2.2. Typologie des études et principales observations	5
2.3. Sommaire sur l'état des connaissances	7
3. OBJECTIFS	9
4. MATÉRIEL ET MÉTHODE	11
5. RÉSULTATS	13
5.1. Fréquence de cancer d'intervalle suite à une première mammographie normale	13
5.2. Caractéristiques cliniques et pathologiques des cancers d'intervalle suite à une mammographie normale et des cancers détectés par la mammographie	13
5.3. Caractéristiques des femmes avec cancer du sein et des témoins	14
5.4. Caractéristiques des radiologistes et des centres de dépistage	16
6. DISCUSSION	19
BIBLIOGRAPHIE	29
ANNEXE 1 : PROCÉDURE POUR L'IDENTIFICATION DES CANCERS D'INTERVALLE SUITE À UNE PREMIÈRE MAMMOGRAPHIE NORMALE, PQDCS	37
ANNEXE 2 : DESCRIPTION DES CARACTÉRISTIQUES DES CANCERS D'INTERVALLE SUITE À UNE PREMIÈRE MAMMOGRAPHIE NORMALE	45
ANNEXE 3 : DONNÉES COMPLÉMENTAIRES	47

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Cancers d'intervalle suite à une première mammographie normale – PQDCS 1998-2000.....	22
Tableau 2 : Caractéristiques cliniques des cancers du sein détectés par le dépistage et des cancers d'intervalle consécutifs à une mammographie normale (première mammographie) – PQDCS 1998-2000	23
Tableau 3 : Description des femmes avec cancer du sein détecté par le dépistage, avec cancer d'intervalle consécutif à une mammographie normale et sans cancer du sein – PQDCS 1998-2000	24
Tableau 4 : Rapports de cotes de cancer dépisté et de cancer d'intervalle consécutif à une mammographie normale selon les caractéristiques des femmes – PQDCS 1998-2000.....	25
Tableau 5 : Répartition des cancers détectés par le dépistage et des cancers d'intervalle consécutifs à une mammographie normale selon les caractéristiques des radiologistes et des centres de dépistage – PQDCS 1998-2000	26
Tableau 6 : Rapports de cotes de cancer dépisté et de cancer d'intervalle consécutif à une mammographie normale selon les caractéristiques des radiologistes et des centres de dépistage – PQDCS 1998-2000.....	27
Tableau 7 : Rapports de cotes de cancer dépisté infiltrant et de cancer d'intervalle infiltrant consécutif à une mammographie normale selon les caractéristiques des femmes, PQDCS 1998-2000	49
Tableau 8 : Rapports de cotes de cancer dépisté infiltrant et de cancer d'intervalle infiltrant consécutif à une mammographie normale selon les caractéristiques des radiologistes ou des centres de dépistage – PQDCS 1998-2000	50

1. INTRODUCTION

Le *Programme québécois de dépistage du cancer du sein* (PQDCS) pourra réduire la mortalité par cancer du sein dans la mesure où le dépistage, tel que pratiqué au Québec, permettra de détecter une forte proportion des cancers qui sont présents lors de l'examen. Cette capacité de détecter les cancers lorsqu'ils sont présents est appelée sensibilité. Plus la sensibilité sera élevée, plus l'impact du PQDCS sur la mortalité sera grande. La sensibilité n'est pas facile à mesurer directement parce qu'il est impossible de savoir exactement combien de cancers sont vraiment présents lors du dépistage. Le taux de détection est une mesure indirecte de la sensibilité. Un taux de détection élevé indique une sensibilité élevée. Une autre mesure indirecte de la sensibilité du dépistage est le taux de cancer d'intervalle. Les cancers d'intervalle sont des cancers qui sont diagnostiqués dans l'intervalle entre un dépistage négatif et le dépistage suivant. Contrairement au taux de détection, c'est un taux de cancer d'intervalle faible qui indique une sensibilité élevée. Un taux de cancer d'intervalle faible dans le PQDCS indiquerait donc, d'une part, que la sensibilité du dépistage fait dans le cadre du PQDCS est élevée et, d'autre part, que le PQDCS aura d'autant plus de chances de réduire la mortalité par cancer du sein.

Le taux de cancer d'intervalle est l'un des indicateurs de performance prévus dans le cadre de référence du programme (1). Le cadre de référence du PQDCS n'a pas fixé de norme pour le taux de cancer d'intervalle. Par ailleurs, le Groupe canadien de travail sur les indicateurs d'évaluation des programmes de dépistage du cancer du sein a statué que le taux de cancer d'intervalle devrait être, au plus, de 6 cancers infiltrants pour 10 000 personnes-années dans l'intervalle de ≤ 12 mois et de 12/10 000 pour celui de ≤ 24 mois, post-dépistage négatif (2).

L'objectif de cette analyse est d'estimer le taux de cancer d'intervalle parmi les femmes qui ont eu une première mammographie de dépistage dans le cadre du PQDCS en 1998-2000 et dont la mammographie de dépistage a été interprétée comme normale (incluant les lésions bénignes non équivoques). Cette analyse vise également à identifier les facteurs qui sont associés à des taux de cancer d'intervalle élevés ou faibles. Les facteurs considérés incluent les caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres désignés de dépistage (CDD).

La présente analyse ne porte que sur la fréquence des cancers d'intervalle diagnostiqués suivant une mammographie de dépistage normale. La littérature sur les cancers d'intervalle porte habituellement sur les cancers d'intervalle après un dépistage négatif. Une mammographie de dépistage normale et un dépistage négatif ne sont pas équivalents. Un dépistage négatif comprend la situation où la mammographie de dépistage a été interprétée comme normale (incluant les lésions bénignes non équivoques), mais un dépistage négatif inclut également la situation où la mammographie de dépistage a été interprétée comme anormale mais où l'investigation de l'anomalie radiologique a été négative, c'est-à-dire n'a pas mis en évidence de cancer. Nous n'avons pas inclus l'étude des cancers d'intervalle diagnostiqués suite à une mammographie anormale parce que l'analyse des cancers d'intervalle parmi ces femmes est fort complexe. En effet, une mammographie de dépistage anormale est rapidement suivie d'une investigation. Dans le cours de cette investigation,

environ 5 à 6 % des femmes auront un diagnostic de cancer du sein (cancers du sein détectés par dépistage) (1). Parmi les autres femmes avec investigation négative, les données du PQDCS révèlent qu'environ 30 % sont gardées sous surveillance pour plusieurs mois, et les cancers diagnostiqués dans le cours de ce suivi peuvent être classés comme détectés par le dépistage ou comme cancers d'intervalle (3). L'information présentement disponible sur le suivi des femmes avec investigation négative n'est pas exhaustive. Par conséquent, avec les données disponibles, il est difficile de savoir si un cancer diagnostiqué durant ce suivi doit être considéré comme un cancer détecté par dépistage ou comme un cancer d'intervalle.

Bien que nous n'ayons étudié que les cancers d'intervalle diagnostiqués chez les femmes avec une mammographie normale, les taux observés dans ce groupe sont très semblables aux taux observés dans l'ensemble des femmes avec dépistage négatif parce que les femmes avec mammographie normale représentent environ 90 % des femmes avec dépistage négatif (3). Le taux de cancer d'intervalle suite à une mammographie normale peut donc être comparé aux normes fixées pour ce taux.

Les cancers d'intervalle forment un groupe hétérogène de cancers. Plusieurs classifications des cancers d'intervalle ont été proposées (4-13). Ces classifications peuvent être résumées comme suit :

- Un premier groupe comprend des cancers d'intervalle qui n'étaient pas visibles à la mammographie de dépistage. Certains de ces cancers d'intervalle n'étaient tout simplement pas encore présents lors du dépistage. D'autres cancers d'intervalle de ce groupe, surtout les cancers détectés dans l'année qui suit un dépistage négatif, étaient déjà présents lors de la mammographie de dépistage, mais ne montraient pas de signes perceptibles sur la mammographie à cause des limites inhérentes à ce type d'examen. La mammographie est le meilleur examen de dépistage du cancer du sein disponible à l'heure actuelle, mais la mammographie ne permet pas de détecter tous les cancers. Enfin, d'autres cancers d'intervalle de ce premier groupe ne montraient pas de signes à la mammographie pour des raisons liées à une technique mammographique sub-optimale, comme par exemple un mauvais positionnement.
- Un deuxième groupe comprend des cancers d'intervalle qui étaient présents lors du dépistage et montraient des signes à la mammographie de dépistage, mais ces signes étaient minimes et non spécifiques. Même des radiologistes experts en mammographie de dépistage n'auraient pas classé ces lésions comme suspectes.
- Finalement, un troisième groupe comprend des cancers d'intervalle présents lors du dépistage et qui présentaient des signes à la mammographie de dépistage qui auraient été jugés suspects par des radiologistes experts en mammographie de dépistage, mais le cancer n'a pas été détecté. Il est possible que le radiologiste qui a lu la mammographie de dépistage n'ait pas reconnu ces signes ou encore que ces signes aient été reconnus par le radiologiste mais, lors de l'investigation, le cancer n'a pas été diagnostiqué.

Dans le cadre du présent projet, la classification des cancers d'intervalle dans l'un ou l'autre des groupes mentionnés plus haut n'a pas été tentée. La classification des cancers d'intervalle implique l'utilisation d'un protocole très rigoureux de révision des mammographies de dépistage et des mammographies faites lors du diagnostic des cancers d'intervalle. La révision des mammographies de dépistage ou de diagnostic n'a pas été réalisée dans le cadre du présent travail.

2. ÉTAT DES CONNAISSANCES SUR LES CANCERS D'INTERVALLE

2.1. Fréquence des cancers d'intervalle après un dépistage négatif

Taylor et col. (14) ont résumé l'ensemble des études qui ont rapporté la fréquence de cancer d'intervalle au cours des 12 premiers mois suivant une mammographie, avec ou sans examen clinique complémentaire des seins. Ces études comprennent les essais randomisés scandinaves, écossais, canadien (National Breast Screening Study (NBSS) 2 – femmes de 50-59 ans) et américain sur la mammographie de dépistage, ainsi que les données de services de divers programmes de dépistage dans différents milieux, incluant les Pays-Bas, l'Australie, l'Italie, le Danemark et le Royaume-Uni.

La fréquence de cancer d'intervalle est souvent exprimée en terme d'incidence proportionnelle. Cette mesure permet de tenir compte du fait que l'incidence de base du cancer du sein peut varier d'une population à une autre. L'incidence proportionnelle correspond au ratio entre l'incidence de cancer d'intervalle observée parmi les femmes avec dépistage négatif et l'incidence de cancer du sein attendue dans la même population en l'absence de dépistage. Par exemple, une incidence proportionnelle de 25 % veut dire que l'incidence de cancer d'intervalle est égale à 25 % de l'incidence du cancer du sein que l'on aurait observée dans cette population s'il n'y avait pas eu de dépistage. Dans l'année qui suit un dépistage négatif, l'incidence proportionnelle de cancer d'intervalle varie de 7 % (Ostergotland) à 31 % (NBSS 2) dans les études expérimentales, et entre 13 % (Florence) et 45 % (Nijmegen) dans les études non-expérimentales. Une méta-analyse des études expérimentales (6 études) a fourni un estimé d'incidence proportionnelle de 19 % (13 % lorsque limitée aux études expérimentales suédoises). La méta-analyse des études non-expérimentales (13 études) fournit un estimé d'incidence proportionnelle de 27 % et plus de la moitié de ces études ont produit des estimés supérieurs à 25 %. Les différences entre les estimés dérivés de ces deux types d'étude résultent notamment de l'exhaustivité variable de la déclaration des cas de cancer d'un milieu à l'autre, ainsi que de la procédure d'estimation de l'incidence attendue de cancer du sein en l'absence de dépistage. L'incidence attendue est obtenue du groupe témoin dans les études expérimentales, mais elle est habituellement obtenue par modélisation dans les études non-expérimentales.

2.2. Typologie des études et principales observations

Les travaux portant sur les cancers d'intervalle ont, dans l'ensemble, visé quatre objectifs principaux : 1) une première catégorie de publications comprend les études qui visaient à documenter la fréquence des cancers d'intervalle dans le cadre des activités de divers programmes de dépistage; 2) une seconde catégorie d'études visait à classer les cancers d'intervalle selon la détectabilité ou non des cancers à la mammographie de dépistage précédente, en particulier selon la localisation de la tumeur ou selon la qualité technique de l'image de mammographie; 3) un troisième groupe de publications visait à estimer les caractéristiques cliniques ou pathologiques (taille, stade, marqueurs de prolifération, etc.) des cancers d'intervalle, comparés à des cancers détectés par dépistage ou à des cancers du sein diagnostiqués dans des populations sans dépistage. Cet objectif est souvent combiné à celui du dernier groupe de publications qui comprend 4) les analyses de survie.

Certaines constatations se dégagent de ces travaux. D'abord, la fréquence de cancer d'intervalle tend à augmenter avec le temps écoulé depuis le dépistage (15-17). Wang et col. (16), par exemple, rapportent un taux de 4,6/10 000 femmes dépistées au cours des 12 premiers mois suivant un dépistage négatif, et 13,6/10 000 au cours des 12 mois suivants.

La fréquence des cancers d'intervalle varie aussi selon qu'il s'agit d'un dépistage initial ou subséquent et avec le nombre de cycles de dépistage (18). Cette relation est toutefois assez complexe et dépend de l'influence combinée mais opposée de deux facteurs. D'une part, la disponibilité de films de mammographie antérieure améliore la détection du cancer (19), ce qui devrait minimiser la proportion des cancers d'intervalle qui étaient présents lors du dépistage. D'autre part, la fréquence du cancer du sein, dont certains cas se manifesteront entre deux épisodes de dépistage comme des cancers d'intervalle, augmente avec l'âge (20) et celui-ci est corrélé au nombre de participations au programme. Ainsi, dans l'étude canadienne (NBSS 2) réalisée auprès de femmes de 50-59 ans (21), le taux de cancer d'intervalle dans le groupe expérimental exposé à la mammographie a diminué de 7,6 à 5,7 et 4,6/10 000 femmes par année suite à la première, seconde et troisième mammographie, pour ensuite se stabiliser à 5,2 et 5,1/10 000 après le quatrième et le cinquième dépistage. Dans l'étude NBSS 1 incluant des femmes de 40 à 49 ans (22), ces chiffres étaient respectivement de 7,5, 7,1, 3,6, 4,6 et 6,4/10 000 femmes par année. On a observé la même tendance vers une diminution du taux de cancer d'intervalle entre le premier et le second dépistage dans divers programmes européens en opération (23).

Les cancers d'intervalle ont souvent tendance à être des tumeurs de petites dimensions au dépistage, difficiles à visualiser en raison de leur localisation, visibles sur une seule incidence, d'apparence bénigne ou probablement bénigne, sans réaction desmoplastique comme c'est souvent le cas des tumeurs de type lobulaire, et stables ou avec une croissance lente sur des clichés successifs (24,25). La fréquence de cancer du sein montrant des signes en rétrospective à la mammographie de dépistage antérieure varie selon les études de 22 % à 75 % (26). Cette proportion tend à varier selon la méthode utilisée pour réviser les mammographies de dépistage (consensus, majorité, ou autre) et pour décider s'il y avait des signes radiologiques à la mammographie de dépistage et si ces signes étaient suspects ou non (7,12). La proportion des cancers d'intervalle montrant des signes minimales/non spécifiques ou suspects à la mammographie de dépistage est elle aussi variable (6,12,27,28). Selon Saarenmaa (26), 19 % des cancers d'intervalle étaient visibles au moment du dépistage précédent. De plus, les tumeurs qui se manifestent précocement après un dépistage négatif semblent plus susceptibles de correspondre à des cancers qui étaient présents au moment de la mammographie de dépistage mais qui n'ont pas été détectés (4,27).

Comme attendu, les facteurs qui font varier la sensibilité de la mammographie sont associés au taux de cancer d'intervalle. Tel que mentionné précédemment, la sensibilité correspond à la capacité de la mammographie de détecter un cancer du sein lorsque celui-ci est présent. Quand la sensibilité de la mammographie est élevée, la fréquence des cancers d'intervalle tendra à être faible. Par exemple, la sensibilité de la mammographie est plus faible chez les femmes avec des seins denses et chez celles qui prennent des hormones de remplacement.

Il n'est donc pas surprenant que ces femmes aient aussi une fréquence plus élevée de cancer d'intervalle (4,10,11,13,16,29-31).

De plus, la proportion des tumeurs avec microcalcifications, et la proportion de tumeurs *in situ* ou avec une composante *in situ* importante, sont moindres pour les cancers d'intervalle que pour les cancers qui sont détectés par la mammographie de dépistage (8,10,11,16,26,31,32). Les cancers qui progressent rapidement ont plus de chances d'être diagnostiqués dans l'intervalle entre deux dépistages. Les études qui ont porté sur les caractéristiques cliniques ou pathologiques (taille de la tumeur, stade, etc.) et biologiques (indices de prolifération, grade, etc.) des tumeurs montrent que les cancers d'intervalle ont souvent un comportement plus agressif, comparativement aux cancers qui sont détectés par le dépistage et aux cancers diagnostiqués suite à l'apparition de symptômes (3,8,9,11,16,29,31-35).

Dans l'étude de Malmö (36), le pronostic des cancers d'intervalle était plus mauvais que celui des autres cas de cancer du sein chez les participantes, c'est-à-dire les cas détectés par la mammographie de dépistage dans le groupe expérimental et les cas diagnostiqués généralement suite à l'apparition de symptômes parmi les femmes du groupe témoin. En effet, le risque de décès chez les femmes avec cancer d'intervalle était 2,3 fois plus élevé après ajustement pour l'âge et le stade que celui des cas diagnostiqués dans le groupe témoin. Néanmoins, dans quatre autres études, la survie des cancers d'intervalle était comparable à celle de cas cliniques diagnostiqués dans une population sans dépistage (33,35,37,38). Brekelmans et col. (35) ont fait cette analyse par sous-groupe de cancer d'intervalle et observé une différence significative de survie entre les cancers d'intervalle qui ne présentaient pas de signes à la mammographie de dépistage et les cancers détectés par la mammographie. Ces cancers d'intervalle avaient également une survie moindre que ceux qui présentaient déjà des signes suspects à la mammographie de dépistage, mais cette différence n'était pas significative sur le plan statistique (survie à 10 ans de 58 % et 67 % respectivement, $p = 0,38$).

2.3. Sommaire sur l'état des connaissances

Plusieurs facteurs influencent les taux de cancer d'intervalle et ces facteurs doivent être pris en compte dans l'interprétation de la présente étude et dans la comparaison des résultats de la présente étude avec l'ensemble de la littérature sur les cancers d'intervalle :

- 1- L'intervalle de temps entre les examens de dépistage varie d'un milieu à l'autre. Il est donc souhaitable d'exprimer la fréquence de cancer d'intervalle pour des périodes post-dépistage spécifiques (ex. : ≤ 12 mois post-dépistage, 13-24 mois post-dépistage, etc.).
- 2- La définition des cancers d'intervalle varie d'une étude à l'autre. En particulier, l'inclusion ou non de la catégorie Bi-Rads 3 (c'est-à-dire des femmes avec mammographie anormale et recommandation de suivi à court ou moyen terme) n'est pas constante. Dans certaines études (14,32), une femme diagnostiquée après que sa mammographie ait été classée dans la catégorie Bi-Rads 3 fait partie des cas d'intervalle alors que dans d'autres (30,31), ces cas sont considérés comme détectés par le dépistage et ne sont donc pas comptabilisés parmi les cancers d'intervalle.

- 3- La fréquence des cancers d'intervalle varie selon qu'il s'agit d'un dépistage initial ou subséquent et avec le nombre de cycles de dépistage (18), mais les résultats, tout comme les normes de performance, sont souvent fournis de façon globale sans égard à cette variable.
- 4- L'exhaustivité de la déclaration des cas de cancer et la qualité du registre local des tumeurs varient d'un milieu à l'autre. Plus l'exhaustivité du registre des tumeurs est élevée, plus la fréquence des cancers d'intervalle tendra à être élevée également.
- 5- La procédure d'estimation de l'incidence de cancer du sein attendue en l'absence de dépistage varie selon les études (incidence dans une population similaire, estimés d'incidence dérivés de projections, etc.). L'incidence proportionnelle pourra donc varier selon la méthode d'estimation choisie de l'incidence attendue en l'absence de dépistage.
- 6- L'ajout ou non d'un examen clinique des seins au moment de la mammographie de dépistage influence la détection des cas et la fréquence de cancer d'intervalle.
- 7- La fréquence des cancers d'intervalle tendra à être plus élevée dans les populations dont l'incidence de base du cancer du sein est élevée.
- 8- Dans une même population, la fréquence des cancers d'intervalle variera selon les caractéristiques des femmes. Les femmes avec un risque plus élevé de cancer du sein auront aussi un taux de cancer d'intervalle plus élevé. De même, les femmes avec des caractéristiques qui limitent la sensibilité de la mammographie tendront à avoir un taux de cancer d'intervalle plus élevé.
- 9- Les paramètres techniques de la mammographie de dépistage, comme le nombre de clichés réalisés, et para-techniques comme la double lecture ou le processus de décision entre lecteurs (consensus, unanimité, majorité ou individuel), qui influencent la sensibilité du test, influencent également le taux de cancer d'intervalle.
- 10- Enfin, l'inclusion ou non des tumeurs *in situ* parmi les cancers d'intervalle varie selon les études.

3. OBJECTIFS

L'objectif principal de cette étude était de caractériser le phénomène des cancers d'intervalle suite à une première mammographie normale obtenue dans le cadre du PQDCS (1998-2000).

Les objectifs spécifiques étaient les suivants :

1. Estimer la fréquence des cancers d'intervalle suite à une première mammographie normale.
2. Identifier les caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres qui influencent le taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage, le taux de cancer d'intervalle 13-24 mois post-dépistage ou le taux de détection (le taux de détection est également étudié parce que le taux de détection, tout comme le taux de cancer d'intervalle, est une mesure indirecte de la sensibilité).
3. Évaluer la consistance de ces associations d'un type de cancer à l'autre (cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage, cancer d'intervalle 13-24 mois post-dépistage ou cancer détecté par la mammographie).
4. Comparer les caractéristiques biologiques et pathologiques de trois groupes de cancers : les cancers d'intervalle diagnostiqués précocement (≤ 12 mois post-dépistage), les cancers d'intervalle diagnostiqués tardivement (13-24 mois post-dépistage) et les cancers détectés par dépistage.

4. MATÉRIEL ET MÉTHODE

L'étude porte sur les femmes qui ont subi une première mammographie de dépistage dans le cadre du PQDCS (appelée mammographie de dépistage initiale) au cours de la période 1998-2000 et qui ont signé le formulaire de consentement au programme. Seule l'information de cette mammographie initiale est utilisée pour la définition des groupes à l'étude. Certaines femmes ont eu une deuxième mammographie de dépistage (appelée mammographie de dépistage subséquente) durant cette période mais les données concernant les mammographies de dépistage subséquentes ne sont pas utilisées dans la présente analyse. La procédure d'identification des cas de cancer détectés par la mammographie a été validée et décrite (39). Une approche similaire a été utilisée ici pour l'identification et la caractérisation clinique des cancers d'intervalle (annexe 1).

Dans cette étude, seules les femmes asymptomatiques, sans prothèse mammaire ou mastectomie antérieure, dont la mammographie de dépistage a été interprétée par un radiologiste identifié au système d'information du programme (SI-PQDCS), ont été retenues, sans égard à leur niveau de risque de cancer du sein. Quatre groupes de femmes sont comparés : cancers détectés par dépistage, cancers d'intervalle diagnostiqués ≤ 12 mois post-dépistage, cancers d'intervalle diagnostiqués 13-24 mois post-dépistage et témoins. Premièrement, le groupe « cancers détectés par dépistage » comprend toutes les femmes avec un cancer du sein (*in situ* ou infiltrant) détecté par dépistage lors d'une première participation au PQDCS entre 1998 et 2000 ($n = 1\ 699$). Deuxièmement, le groupe « cancers d'intervalle » comprend toutes les femmes qui ont eu une première mammographie de dépistage normale en 1998-2000 mais chez qui un cancer du sein (*in situ* ou infiltrant) a été diagnostiqué dans la période post-dépistage ($n = 165$, ≤ 12 mois post-dépistage; $n = 404$, 13-24 mois post-dépistage). La période post-dépistage durant laquelle un cancer d'intervalle pouvait survenir commençait à la date du dépistage normal et se terminait à l'occurrence du premier des événements suivants : un diagnostic de cancer du sein, une mammographie de dépistage subséquente, le deuxième anniversaire de la mammographie de dépistage initiale (c'est-à-dire 24 mois post-dépistage) ou encore au 31 décembre 2001. Finalement, un groupe de « témoins » a été sélectionné parmi les femmes qui ont eu une première mammographie de dépistage normale en 1998-2000 sans diagnostic de cancer du sein au cours de la période post-dépistage ($n = 48\ 200$). Les témoins ont été sélectionnés de façon aléatoire selon un ratio de 20 témoins pour chaque cas, en appariant cas et témoins pour le trimestre de la mammographie.

Les données concernant les caractéristiques cliniques et pathologiques des cancers (détectés par dépistage et d'intervalle) ont été recueillies à partir de différentes sources selon le type de cancer, tel que décrit à l'annexe 2. Ces données comprennent : la latéralité de la tumeur, la date et le type de prélèvement de tissus, l'infiltration de la tumeur et sa taille, le type histologique, le grade histologique, l'envahissement vasculaire pour les tumeurs infiltrantes, l'aspect architectural, le grade nucléaire, le diamètre maximal, la présence de nécrose ou de microinvasion pour les tumeurs *in situ*, et les détails concernant l'évidement ganglionnaire. De plus, la présence et la localisation d'anomalie(s) à la mammographie, ainsi que l(es) incidence(s) et le nombre de clichés sur lesquels celle(s)-ci étai(en)t visible(s), ont été notés.

Les variables relatives aux caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres de dépistage comprennent : l'âge, l'histoire des grossesses antérieures, le statut ménopausique, l'histoire familiale de cancer du sein, l'indice de masse corporelle, la prise d'hormones de remplacement, la densité mammaire, les interventions antérieures aux seins (ponction/biopsie ou réduction mammaire), l'histoire de mammographie antérieure ou d'examen clinique des seins, le sexe et l'année d'obtention du permis en spécialité de radiologiste, son type de centre de pratique concernant le dépistage (c'est-à-dire clinique radiologique versus hôpital), son volume de lecture personnel en dépistage, le nombre de cliniques de pratique du dépistage au cours de la période, le taux de référence et de détection du radiologiste et ceux des collègues au sein du lieu de pratique principal, ainsi que le volume annuel de dépistage du centre où a été réalisé l'examen. Ces variables font partie ou peuvent être estimées à partir du SI-PQDCS et elles ont été utilisées dans les travaux antérieurs d'évaluation du PQDCS.

Les données ont été analysées par régression logistique, en incluant dans tous les modèles le trimestre de l'examen, et en ajustant pour les variables potentiellement confondantes. Parce que le taux de détection du radiologiste est une mesure indirecte de la sensibilité, ce taux de détection peut donc être considéré comme une variable intermédiaire dans l'association entre certaines caractéristiques des radiologistes ou des centres de dépistage (par exemple, le volume de mammographies de dépistage) avec le taux de cancer d'intervalle. Par conséquent, le taux de détection du radiologiste n'a pas été inclus dans les modèles visant à évaluer ces associations. L'analyse a aussi été limitée aux tumeurs infiltrantes (annexe 3, tableaux 7 et 8), ce qui ne change pas les résultats de façon appréciable. La mesure d'association est le rapport de cotes (RC). Dans la comparaison des cancers détectés par dépistage avec les témoins, le RC peut s'interpréter comme une approximation du ratio de taux de détection, même si le groupe témoin n'inclut que des femmes sans cancer avec mammographie normale, alors que le taux de détection est calculé sur l'ensemble des participantes au dépistage. Cette approximation se justifie par le fait que les femmes sans cancer avec mammographie normale représentent environ 90 % des participantes au dépistage. Néanmoins, la nature du groupe témoin peut expliquer certaines différences, généralement minimes, dans la force des associations présentées dans le présent rapport et dans les publications antérieures de l'équipe d'évaluation. Dans la comparaison des cancers d'intervalle avec les témoins, le RC peut s'interpréter comme une approximation du ratio de taux (densité d'incidence) de cancer d'intervalle. Dans toutes les analyses, la variance des RCs a été corrigée pour tenir compte de la corrélation intra-radiologiste et de la corrélation intra-centre dans l'interprétation des clichés de mammographie. Les données ont été analysées à l'aide du logiciel SAS, version 8,2, en utilisant un seuil de signification statistique bilatérale de 5 %.

5. RÉSULTATS

5.1. Fréquence de cancer d'intervalle suite à une première mammographie normale

Le tableau 1 résume la fréquence de cancer d'intervalle observée dans le PQDCS parmi les femmes qui ont eu une première mammographie normale entre 1998 et 2000. Le taux d'incidence des tumeurs infiltrantes et *in situ* combinées pour la totalité de la période ≤ 24 mois après le dépistage, exprimé en nombre de nouveaux cas par 10 000 femmes-années d'observation, est de 12,8 (intervalle de confiance (IC) 95 % : 11,8-13,8). Le taux de cancer d'intervalle augmente avec le temps depuis le dépistage. Il passe de 7,1 (IC 95 % : 6,1-8,1) au cours des 12 premiers mois à 19,9 (IC 95 % : 18,1-21,7) entre 13 et 24 mois, pour atteindre 33,4/10 000 au cours de la période 25-36 mois post-dépistage chez celles qui n'ont pas subi un dépistage subséquent conformément aux recommandations du programme.

L'incidence des tumeurs d'intervalle infiltrantes est de 6,4 et de 11,6/10 000 femmes-années dans les périodes ≤ 12 et ≤ 24 mois post-dépistage normal respectivement. En terme d'incidence proportionnelle, ces taux correspondent à 23,3 % (IC 95 % : 20,2 %-27,0 %) et à 42,0 % (IC 95 % : 38,8 %-45,5 %) de l'incidence de cancer du sein infiltrant observée au Québec en 1997, avant le démarrage du PQDCS (source : Fichier des tumeurs du Québec).

D'autre part, de façon générale, l'incidence des cancers d'intervalle tend à augmenter avec l'âge, ce qui reflète l'incidence accrue du cancer du sein chez les femmes plus âgées (tableau 1). Chez les femmes diagnostiquées en dedans de 12 mois de la mammographie, cependant, l'incidence chez les plus âgées (65 à 69 ans) est moindre, ce qui est sans doute attribuable à la plus grande sensibilité de la mammographie dans ce groupe (40).

5.2. Caractéristiques cliniques et pathologiques des cancers d'intervalle suite à une mammographie normale et des cancers détectés par la mammographie

Le tableau 2 résume les principales caractéristiques des cancers détectés dans le cadre du programme et des cancers d'intervalle consécutifs à une mammographie normale. Ces données reposent sur les rapports de pathologie de 1 507 (88,7 %) des 1 699 cas dépistés et de 556 (97,7 %) des 569 cancers d'intervalle. Tous les cancers ne sont pas inclus dans cette analyse parce que certains rapports de pathologie ne contenaient pas toute l'information désirée. La proportion de cancers avec données manquantes est donc élevée pour quelques variables, ce qui impose une limite à l'interprétation des données.

Plusieurs différences entre les trois groupes de cancers sont évidentes. D'abord, la proportion de tumeurs infiltrantes est nettement plus élevée pour les cancers d'intervalle que pour les cancers détectés par dépistage (92,6 % contre 79,0 %; $p < 0,0001$). Les cancers infiltrants d'intervalle sont également plus gros au diagnostic, leur taille moyenne étant de 2,05 cm alors que celle des cancers détectés par dépistage est de 1,39 cm ($p < 0,0001$). La proportion de tumeurs de petite taille (1 cm ou moins) est de 21,5 % chez les cancers d'intervalle et 43,7 % chez les cancers détectés par dépistage ($p < 0,0001$). De plus, parmi les cancers pour lesquels l'extension de la tumeur aux ganglions axillaires a été évaluée, 42,6 % des cancers d'intervalle et 25,2 % des cancers détectés par dépistage présentent

des ganglions axillaires envahis par la tumeur ($p < 0,0001$). Enfin, la proportion de tumeurs de grande taille ou avec extension régionale tend à être plus grande pour les cancers d'intervalle diagnostiqués ≤ 12 mois post-dépistage que pour ceux qui sont diagnostiqués 13-24 mois post-dépistage. Les cancers d'intervalle ont aussi des caractéristiques histologiques qui suggèrent un comportement plus agressif, notamment un plus grand pourcentage de tumeurs de grade histologique 3 (34,2 % versus 14,4 % chez les cancers détectés par dépistage; $p < 0,0001$) ou avec envahissement vasculaire (40,9 % versus 20,7 %; $p < 0,0001$). La surreprésentation de tumeurs lobulaires parmi les cancers d'intervalle (13,8 % pour les cancers d'intervalle contre 8,8 % pour les cancers détectés par dépistage, $p = 0,0046$) est compatible avec le plus faible potentiel de détection de ce type de tumeur à la mammographie. De plus, tel qu'attendu, la proportion de tumeurs de type tubulaire dont le pronostic est favorable est presque trois fois plus élevée chez les cancers détectés par dépistage, comparativement aux cancers d'intervalle (7,2 % contre 2,6 %) ($p = 0,0009$) (41).

5.3. Caractéristiques des femmes avec cancer du sein et des témoins

Le tableau 3 présente les nombres et les caractéristiques des femmes avec cancer du sein, détecté par dépistage ou d'intervalle et des témoins. Le tableau 4 présente les résultats des analyses multivariées. À moins d'avis contraire, les RCs sont dérivés d'un modèle mathématique qui comprend l'ensemble des caractéristiques des femmes de ce tableau et les caractéristiques des radiologistes et des centres de dépistage, présentées aux tableaux 5 et 6. Tel que mentionné précédemment, les RCs dérivés de la comparaison des femmes avec cancer du sein détecté par dépistage et des témoins (voir rapports de cotes de la colonne « Cancers détectés par dépistage ») sont des estimés du rapport de taux de détection. Par exemple, les femmes âgées de 65-69 ans ont un RC de 1,76. Ce RC signifie que le taux de détection parmi les femmes de 65-69 ans est approximativement 1,76 fois plus élevé que celui observé chez les femmes âgées de 50-54 ans (le groupe de comparaison avec un RC de 1,00). On peut aussi dire que le taux de détection chez les femmes de 65-69 ans est augmenté d'environ 76 %, comparativement aux femmes de 50-54 ans. Ce rapport de cotes de 1,76 est statistiquement significatif parce que son intervalle de confiance à 95 % n'inclut pas la valeur 1,00. Par ailleurs, les RCs dérivés de la comparaison des femmes avec cancer d'intervalle et des témoins portent sur les taux de cancer d'intervalle dans la première et la deuxième année post-dépistage. Par exemple, les femmes âgées de 65-69 ans ont des taux de cancer d'intervalle dans l'année suivant un dépistage normal (≤ 12 mois post-dépistage) 1,75 fois plus élevé que les femmes âgées de 50-54 ans. Dans la deuxième année post-dépistage (13-24 mois), le taux de cancer d'intervalle est 1,64 fois plus élevé chez les femmes de 65-69 ans que chez celles de 50-54 ans.

Pour plusieurs caractéristiques, le taux de détection et les taux de cancer d'intervalle tendent à être plus élevés lorsque les femmes ont une incidence (risque) plus élevée de cancer du sein. Par exemple, il est bien connu que l'incidence de cancer du sein augmente avec l'âge (20). Il n'est donc pas étonnant d'observer que le taux de détection et les taux de cancer d'intervalle augmentent aussi avec l'âge (tableau 4). De même, le taux de détection chez les femmes dont la première grossesse à terme a eu lieu avant l'âge de 25 ans est faible

(RC : 0,64), comparativement aux nullipares, alors que le taux de détection chez les femmes avec grossesses plus tardives est comparable à celui des nullipares. Cette tendance se voit également pour le taux de cancer d'intervalle dans la période de 13-24 mois suivant un dépistage normal et elle est comparable à celle observée avec le risque de cancer du sein (20). On observe qu'une augmentation de l'indice de masse corporelle est associée à une augmentation du taux de détection et une augmentation des taux de cancer d'intervalle. Ainsi, comparativement aux femmes avec indice de masse corporelle faible ($< 20,0 \text{ kg/m}^2$), celles qui ont un indice de masse corporelle élevé ($\geq 35 \text{ kg/m}^2$) ont un taux de détection de même qu'un taux de cancer d'intervalle supérieurs, que ce soit dans la première ou la deuxième année suivant le dépistage (RCs : 2,19, 2,20 et 1,85 respectivement). De même, chez les femmes qui ont déjà eu une biopsie mammaire, le taux de détection et les taux de cancer d'intervalle sont plus élevés que chez les femmes qui n'ont jamais eu de biopsie. Pour le taux de détection, l'augmentation est de 41 %. Pour le taux de cancer d'intervalle, l'augmentation est de 64 % dans la première et de 52 % dans la deuxième année post-dépistage normal. Parmi les femmes âgées de 50-69 ans, une augmentation de l'indice de masse corporelle et une histoire de biopsie au sein sont associées à des risques de cancer du sein plus élevés (20).

Par contre, les associations de certaines autres caractéristiques avec le taux de détection, le taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois et/ou le taux de cancer d'intervalle 13-24 mois post-dépistage ne peuvent être expliquées uniquement par des différences quant au niveau d'incidence ou de risque de cancer du sein. Par exemple, le taux de détection chez les femmes qui n'avaient jamais eu de mammographie est 1,81 fois plus élevé que chez celles qui en avaient déjà eue. Par contre, le taux de cancer d'intervalle, que ce soit dans la première ou la deuxième année post-dépistage, est équivalent qu'une femme ait ou n'ait pas eu de mammographie antérieure (RCs : 0,95, 0,94, respectivement). Bien que les femmes incluses dans cette étude aient eu une première mammographie dans le cadre du PQDCS, cette mammographie n'était pas la première dans la vie de 82 % de ces femmes. Il est habituel que le taux de détection soit plus élevé lors d'une première mammographie de dépistage, comparativement au taux de détection lors des mammographies de dépistage subséquentes, dans la mesure où l'intervalle entre les deux examens soit de moins de trois ans environ (2,42). Par exemple, selon le cadre de référence du PQDCS, le taux de détection attendu lors d'une première mammographie de dépistage est de 5,0/1 000 alors que le taux attendu pour les mammographies subséquentes est de 3,5/1 000 (2). Ce phénomène explique donc probablement l'association observée entre l'histoire de mammographie antérieure et le taux de détection.

Les pratiques concernant la recommandation de mammographies de dépistage annuelles plutôt que biennuelles peuvent aussi influencer les résultats. Deux exemples de ce phénomène sont possiblement l'histoire familiale de cancer du sein et la prise d'hormones de remplacement. Le taux de cancer d'intervalle 13-24 mois post-dépistage normal est fortement augmenté (RC : 2,45) alors que le taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage l'est seulement légèrement (RC : 1,26) chez les femmes qui ont une histoire familiale de cancer du sein. Des différences du même type sont observées avec la prise d'hormones de remplacement. Les femmes qui disent prendre des hormones de remplacement lors du dépistage ont un léger accroissement du risque de cancer d'intervalle

dans la période ≤ 12 mois post-dépistage, mais cette augmentation est plus grande dans la période 13-24 mois post-dépistage normal (RCs : 1,18 et 1,49 pour les cancers d'intervalle de ≤ 12 et de 13-24 mois post-dépistage respectivement). Il est probable que ceci s'explique en partie par des variations dans la recommandation de mammographies annuelles plutôt que biennuelles. Il est en effet plausible que les médecins aient davantage tendance à prescrire une mammographie annuelle lorsque certains facteurs de risque de cancer du sein sont présents. En 1998-2000, le PQDCS ne permettait pas des mammographies annuelles de dépistage. Plusieurs de ces mammographies étaient alors identifiées de façon erronée comme des mammographies diagnostiques, et nos analyses ont classé les cancers détectés lors de ces examens comme des cancers d'intervalle plutôt que comme des cancers détectés par dépistage. Il est impossible de quantifier l'ampleur de ce phénomène, et donc d'évaluer la surestimation du risque de cancer d'intervalle dans la période de 13-24 mois post-dépistage. Par contre, ce phénomène ne devrait pas toucher l'augmentation du taux de cancer d'intervalle pour la période de ≤ 12 mois post-dépistage qui elle, est probablement liée au fait que l'histoire familiale et l'hormonothérapie de remplacement sont des facteurs de risque reconnus de cancer du sein (20,43).

Finalement, un facteur qui diminue la sensibilité de la mammographie devrait entraîner une augmentation du taux de cancer d'intervalle. La densité mammaire est associée à une augmentation substantielle du taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage. Le RC de cancer d'intervalle précoce (≤ 12 mois post-dépistage) est de 13,00 (IC 95 % : 6,79-24,89) chez les femmes avec > 75 % de densité mammaire, comparativement à celles avec moins de 25 % de densité. Pour les cancers d'intervalle diagnostiqués 13-24 mois après le dépistage et les cancers détectés par la mammographie, l'élévation du RC est beaucoup moins grande (RCs : 3,29 (IC 95 % : 2,26-4,79) et 1,77 (IC 95 % : 1,41-2,22) respectivement), bien que significative sur le plan statistique. Il est possible que la forte association entre la densité mammaire et le taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage s'explique en bonne partie par le fait que la densité mammaire masque certains cancers et limite la capacité de la mammographie à les détecter, tout en étant aussi un facteur de risque de cancer du sein (44-47).

5.4. Caractéristiques des radiologistes et des centres de dépistage

Le tableau 5 résume la distribution des cas de cancer et des témoins selon les caractéristiques des radiologistes qui ont interprété leur mammographie et des centres de dépistage où celle-ci a été réalisée. Les femmes avec cancer et les témoins semblent différer en ce qui concerne certaines variables, mais les différences sont difficiles à interpréter parce qu'elles sont relativement faibles ou parce que le nombre de cancers d'intervalle est petit. De plus, les différences observées ne sont pas ajustées pour les caractéristiques des femmes.

Le tableau 6 présente les résultats des analyses multivariées. À cause de l'ajustement pour les caractéristiques des femmes et les autres variables relatives aux radiologistes et aux centres qui sont comprises dans ce tableau, les associations observées ne peuvent être expliquées par ces facteurs. Par contre, un biais attribuable à des variations dans la pratique de la mammographie annuelle peut influencer certaines des associations observées avec le

taux de cancer d'intervalle 13-24 mois post-dépistage. Encore une fois, ce biais est impossible à quantifier, mais il résulte vraisemblablement en une surestimation de certains RCs.

Les résultats les plus faciles à interpréter seront donc ceux qui concernent le taux de détection et le taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage. En théorie, lorsque la sensibilité du dépistage est élevée, le taux de détection devrait évidemment être élevé, mais le taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage devrait être faible. Lorsqu'une variable est associée à une augmentation du taux de détection et à une diminution du taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage, il est alors plus clair que cette variable est probablement véritablement liée à une sensibilité plus grande du dépistage.

Tel qu'attendu, le taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage diminue lorsque le taux de détection moyen d'un radiologiste est élevé. Le taux de détection est plus de 3 fois plus élevé (RC : 3,54 (IC 95 % : 3,14-3,98), χ^2 de tendance : 503,11; $p < 0,0001$) lorsque la mammographie est interprétée par un radiologiste dont le taux de détection moyen est supérieur à 8,0/1 000 que lorsqu'elle l'est par un radiologiste ayant un taux de détection moyen inférieur à 4,0/1 000. De la même manière, le taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage a également tendance à décroître à mesure que le taux de détection moyen du radiologiste augmente, bien que cette relation ne soit pas tout à fait statistiquement significative dans la présente étude (χ^2 de tendance : 2,63; $p = 0,1046$).

Parmi les autres caractéristiques présentées au tableau 6, seul le volume du centre de dépistage a des associations cohérentes avec le taux de détection et le taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage. Une augmentation du volume de dépistage du centre est associée à une augmentation du taux de détection du cancer. Le taux de détection est augmenté de 41 % dans les centres où s'effectuent 4 000 examens de dépistage ou plus par année, comparativement aux centres réalisant moins de 2 000 examens de dépistage annuellement (RC : 1,41; χ^2 de tendance : 14,08; $p = 0,0002$). Comme attendu, si l'association observée avec le taux de détection est attribuable à une amélioration de la sensibilité, une augmentation du volume d'un centre devrait être associée à une diminution du taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage. Le taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage est de 37 % inférieur dans les centres où s'effectuent 4 000 examens de dépistage ou plus par année, comparativement aux centres réalisant moins de 2 000 examens de dépistage annuellement (RC : 0,63; χ^2 de tendance : 3,70; $p = 0,0546$).

Les radiologistes qui lisent un plus grand nombre de mammographies de dépistage (1 500 mammographies de dépistage ou plus par an) ont un taux de cancer d'intervalle 13-24 mois post-dépistage inférieur à celui des radiologistes lisant moins de mammographies de dépistage annuellement (RC : 0,60 pour ceux qui lisent au moins 1 500 mammographies de dépistage par année versus ceux qui en lisent moins de 500), et la tendance dans cette réduction en fonction du volume est presque statistiquement significative (valeur de $p = 0,0801$). Cette observation est difficile à expliquer puisque le volume de lecture du radiologiste n'est associé ni au taux de détection ni au taux de cancer

d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage, ce qui suggère que ce facteur comme tel n'est pas associé de façon indépendante à la sensibilité du dépistage.

6. DISCUSSION

Cette analyse révèle que l'incidence de cancer d'intervalle suite à une première mammographie normale entre 1998 et 2000 se situe aux environs de la norme canadienne qui est de 6,0 et 12,0 cancers infiltrants/10 000 femmes-années d'observation pour les périodes de ≤ 12 et ≤ 24 mois suivant un dépistage négatif (avec mammographie normale ou anormale). L'incidence de tumeur infiltrante dans la présente analyse est de 6,4 et 11,6/10 000 pour les périodes de ≤ 12 et ≤ 24 mois post-dépistage. Ces chiffres suggèrent que la fréquence des cancers d'intervalle au Québec rencontre les standards canadiens. Cependant, les estimés fournis ici ne prennent en compte que le taux de cancer d'intervalle chez des femmes dont la mammographie de dépistage a été interprétée comme normale. La comparaison des taux de cancer d'intervalle au Québec avec les normes canadiennes devra être revue après inclusion des femmes avec mammographie anormale, mais dont l'investigation est négative. Par ailleurs, l'incidence observée 25-36 mois post-dépistage (33,4/10 000) est comparable à ce qui était observé chez les femmes québécoises de 52 à 72 ans avant le démarrage du PQDCS en 1997 (29,9/10 000). Cette donnée démontre clairement l'importance pour les femmes d'adhérer aux recommandations relatives à la fréquence du dépistage qui prévoient un rappel aux deux ans.

Conformément aux attentes, les caractéristiques pathologiques et biologiques des cancers d'intervalle répertoriés dans cette étude suggèrent que ces cancers tendent à être plus avancés au diagnostic et souvent plus agressifs que les cancers détectés par dépistage. Puisque la première participation au dépistage est associée à la détection de cancers prévalents, qui ont aussi tendance à être plus indolents quant à leur évolution clinique, on peut penser que les différences entre les cancers détectés par dépistage et les cancers d'intervalle seront moins marquées lorsque l'analyse sera répétée sur les données relatives aux cycles de dépistage subséquents. Dans l'ensemble, les paramètres des cancers détectés par dépistage sont conformes aux normes fixées par le cadre de référence du PQDCS (1).

L'importance de plusieurs facteurs de risque de cancer du sein est évidente dans cette étude, qu'il s'agisse de cancers détectés par la mammographie ou de cas d'intervalle consécutifs à une mammographie normale. Ceci explique les associations des cancers détectés par la mammographie et des cancers d'intervalle avec l'âge, les variables reliées à la reproduction, l'indice de masse corporelle dans une population largement ménopausée et les biopsies antérieures au sein.

La fréquence de cancer d'intervalle 13-24 mois post-dépistage est probablement surestimée en raison de la classification erronée de certaines mammographies de dépistage faites sur une base annuelle comme des mammographies diagnostiques. Ceci a pour effet d'inclure parmi les cancers d'intervalle des cas qui, en réalité, ont été détectés au moment d'une mammographie de dépistage. Cette erreur, bien que difficile à quantifier, a pour effet de biaiser, dans le sens d'une exagération, certaines associations des cancers d'intervalle 13-24 mois post-mammographie avec des facteurs qui sont parfois perçus comme des indications pour une surveillance accrue, notamment par mammographie annuelle, de

femmes à risque plus élevé de cancer du sein. Par exemple, c'est le cas d'une histoire familiale de cancer du sein et de la prise d'hormones de remplacement.

La fréquence de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage est influencée par l'effet de masquage d'une densité mammaire élevée, ainsi qu'en témoigne la forte augmentation des RCs à mesure que la densité mammaire s'accroît. La diminution de la performance de la mammographie avec l'augmentation de la densité mammaire est une limite documentée de ce test de dépistage (30,48-53). On a ainsi estimé que la sensibilité de la mammographie passe de 98 % chez les femmes avec des seins gras à 48 % seulement chez celles dont les seins sont extrêmement denses (48). L'ajustement pour l'âge et l'hormonothérapie de remplacement n'élimine pas ce gradient (48,49). Des études cliniques récemment publiées (54) ou en cours (55) devraient documenter l'utilité de tests alternatifs ou complémentaires (ex. : l'échographie du sein) chez ces dernières. Les recommandations quant à l'usage de ces tests devraient être basées sur l'ensemble des données probantes qui deviendront disponibles au cours des prochaines années, ainsi que sur la faisabilité et l'efficacité de recourir à ces manœuvres sur une base populationnelle. Dans l'intérim, les femmes devraient être informées des limites inhérentes à la mammographie de dépistage et encouragées à adhérer à la recommandation de subir un examen clinique annuel des seins qui est faite par plusieurs organismes de lutte au cancer et d'amélioration de la pratique clinique (56,57).

La relation entre la détection du cancer du sein à la mammographie et les indicateurs de performance du radiologiste était attendue. Ainsi, il est logique d'observer une diminution du risque de cancer d'intervalle avec l'accroissement du taux de détection individuel, en particulier dans la période suivant immédiatement la mammographie. Cependant, aucun estimé ponctuel d'association n'était significativement différent de la valeur nulle. Dans le PQDCS en 1998-2000, le volume de lecture individuel du radiologiste n'était pas associé au taux de détection ni au taux de cancer d'intervalle ≤ 12 mois post-dépistage. Ailleurs, la littérature n'est pas unanime sur cette question. Dans certains milieux, le volume de lecture individuel a été associé à la performance mesurée soit par la sensibilité/spécificité, soit par la détection du cancer et la référence pour investigation qui sont une approximation pour la sensibilité et la spécificité, soit encore par la précision globale du dépistage, c'est-à-dire la capacité à classer correctement les individus atteints ou non de cancer (58-65). La plupart des travaux qui démontrent un lien entre le volume et la performance n'ont pas considéré l'effet simultané des professionnels et des centres de dépistage, une approche qui apparaît essentielle pour la validité des inférences concernant chacun de ces facteurs.

Par ailleurs, tant la détection du cancer que le taux de cancer d'intervalle sont influencés par le volume de dépistage des centres. Dans les travaux antérieurs de l'équipe d'évaluation du PQDCS, le taux de détection du cancer du sein a été associé au volume de dépistage des centres, mais non au volume de lecture individuel des radiologistes (19,58). La présente analyse démontre que le taux de cancer d'intervalle diminue avec le volume de dépistage d'un centre.

Plusieurs raisons peuvent expliquer une meilleure performance des grands centres de dépistage. Puisque les modèles statistiques utilisés ici prennent en compte plusieurs caractéristiques des femmes et des radiologistes, cette relation n'est pas due à des différences concernant ces facteurs entre les centres de grand et de petit volume. Il est cependant possible que certains autres attributs de la clientèle ou des radiologistes, qui ont une influence sur la fréquence ou le potentiel de détection du cancer, mais qui n'ont pas été mesurés dans la présente étude, soient responsables de ces associations. Par ailleurs, les aspects techniques du dépistage par mammographie qui comprennent des facteurs possiblement critiques pour la performance, tels la qualité de l'image de mammographie dans le contexte des opérations quotidiennes, les procédures de contrôle de la qualité spécifiques à chaque centre et l'expertise du personnel technique, sont susceptibles de varier d'un centre à l'autre, notamment selon le volume de dépistage. Or, ces aspects n'ont pas été pris en compte dans la présente étude. L'importance des facteurs techniques dans l'exécution adéquate du dépistage par mammographie est reconnue. Taplin et col. (66) ont par exemple démontré la réduction impressionnante dans la sensibilité de cet examen (84 % à 66 %) lorsque le positionnement du sein est inadéquat. Néanmoins, les études qui ont cherché à mettre ce facteur en perspective avec les autres déterminants de la qualité font défaut. L'équipe d'évaluation considère qu'il s'agit là d'un important domaine de recherche et d'intervention qui fera l'objet de travaux spécifiques au cours des prochains mois.

En conclusion, la fréquence des cancers d'intervalle dans le PQDCS en 1998-2000 se compare à celle observée dans d'autres programmes de dépistage et rencontre les exigences établies par le Groupe canadien de travail sur les indicateurs d'évaluation des programmes de dépistage du cancer du sein. Par ailleurs, la densité du sein limite considérablement la capacité de la mammographie de dépistage de détecter des cancers. Ce lien entre des seins très denses et une diminution de sensibilité a aussi été observé dans d'autres études et fait maintenant consensus. Des études en cours aux États-Unis et en Europe permettront dans les prochaines années de savoir quelles mesures peuvent être prises pour améliorer la performance du dépistage chez les femmes avec des seins très denses. Enfin, une augmentation du volume de dépistage des centres est liée à une augmentation du taux de détection et à une diminution du taux de cancer d'intervalle dans l'année suivant le dépistage. Ces observations suggèrent que la sensibilité du dépistage est plus élevée dans les centres avec un volume de dépistage plus élevé. Il est important de comprendre les raisons qui expliquent ce lien de façon à pouvoir faire profiter tous les centres des avantages offerts par les centres avec un plus grand volume de dépistage.

Tableau 1 : Cancers d'intervalle suite à une première mammographie normale – PQDCS 1998-2000

	Mois entre le dépistage et le diagnostic		
	≤ 24	≤ 12	13-24
Taux de cancer d'intervalle DCIS et infiltrant chez les femmes de			
(/10 000 femmes-années) :			
50-54 ans	11,3 (9,7-12,8)	6,3 (4,8-7,9)	17,6 (14,7-20,4)
55-59 ans	13,0 (11,1-14,9)	7,4 (5,5-9,3)	20,0 (16,5-23,5)
60-64 ans	13,2 (11,0-15,4)	7,8 (5,5-10,0)	20,0 (15,9-24,0)
65-69 ans	15,1 (12,6-17,7)	7,5 (5,1-10,0)	24,3 (19,5-29,1)
50-69 ans	12,8 (11,8-13,8)	7,1 (6,1-8,1)	19,9 (18,1-21,7)
Taux de cancer d'intervalle infiltrant chez les femmes de			
(/10 000 femmes-années) :			
50-54 ans	10,0 (8,5-11,4)	5,7 (4,2-7,2)	15,3 (12,6-18,0)
55-59 ans	12,1 (10,3-13,9)	7,1 (5,2-9,0)	18,2 (14,9-21,6)
60-64 ans	12,4 (10,3-14,6)	7,1 (4,9-9,3)	19,1 (15,1-23,1)
65-69 ans	13,1 (10,8-15,5)	6,1 (3,9-8,3)	21,6 (17,1-26,1)
50-69 ans	11,6 (10,7-12,5)	6,4 (5,5-7,4)	18,0 (16,3-19,7)

Tableau 2 : Caractéristiques cliniques des cancers du sein détectés par le dépistage et des cancers d'intervalle consécutifs à une mammographie normale (première mammographie) – PQDCS 1998-2000

	Cancers détectés par le dépistage n = 1 699 n (%)	Cancers d'intervalle		
		Mois entre le dépistage et le diagnostic		
		≤ 24 n = 569 n (%)	≤ 12 n = 165 n (%)	13-24 n = 404 n (%)
TYPE DE CANCER				
Infiltrant	1 307 (79,0)	515 (92,6)	150 (94,9)	365 (91,7)
<i>In situ</i>	348 (21,0)	41 (7,4)	8 (5,1)	33 (8,3)
Inconnu	44	13	7	6
CARACTÉRISTIQUES DES TUMEURS INFILTRANTES				
Taille de la tumeur (cm)				
≤ 1,0	493 (43,7)	78 (21,5)	17 (21,2)	61 (21,6)
1,1-1,5	334 (29,6)	88 (24,2)	13 (16,3)	75 (26,5)
1,6-2,0	126 (11,2)	77 (21,2)	20 (25,0)	57 (20,1)
> 2,0	174 (15,4)	120 (33,1)	30 (37,5)	90 (31,8)
Inconnue	180	152	70	82
Taille moyenne (cm)	1,39	2,05	2,30	1,98
Nombre de ganglions envahis				
0	700 (74,8)	201 (57,4)	37 (48,7)	164 (59,9)
1-3	175 (18,7)	92 (26,3)	21 (27,6)	71 (25,9)
4+	61 (6,5)	57 (16,3)	18 (23,7)	39 (14,2)
Inconnu	371	165	74	91
Type histologique				
Canalaire	917 (78,6)	303 (77,5)	65 (73,9)	238 (78,6)
Lobulaire	103 (8,8)	54 (13,8)	17 (19,3)	37 (12,2)
Tubuleux (tubulaire)	84 (7,2)	10 (2,6)	3 (3,4)	7 (2,3)
Autre	63 (5,4)	24 (6,1)	3 (3,4)	21 (6,9)
Inconnu	140	124	62	62
Grade histologique				
1	438 (42,1)	92 (27,1)	20 (27,0)	72 (27,2)
2	453 (43,5)	131 (38,6)	26 (35,1)	10 (39,6)
3	150 (14,4)	116 (34,2)	28 (37,8)	88 (33,2)
Non évaluable/inconnu	266	176	76	100
Envahissement vasculaire				
Présent	177 (20,7)	132 (40,9)	30 (42,9)	102 (40,3)
Aucun observé	680 (79,3)	191 (59,1)	40 (57,1)	151 (59,7)
Inconnu	450	192	80	112

Tableau 3 : Description des femmes avec cancer du sein détecté par le dépistage, avec cancer d'intervalle consécutif à une mammographie normale et sans cancer du sein – PQDCS 1998-2000

		Femmes avec cancer			Témoins
		Détecté par le dépistage	D'intervalle		n = 48 200
			Mois entre le dépistage et le diagnostic		
			≤ 12	13-24	
		n = 1 699	n = 165	n = 404	
Âge	50-54	474 (27,9)	48 (29,1)	126 (31,2)	16 778 (34,8)
	55-59	434 (25,6)	46 (27,9)	111 (27,5)	12 911 (26,8)
	60-64	395 (23,2)	39 (23,6)	78 (19,3)	9 908 (20,6)
	65-69	396 (23,3)	32 (19,4)	89 (22,0)	8 603 (17,8)
Âge au premier enfant	nullipare	369 (21,8)	27 (16,5)	85 (21,1)	7 512 (15,6)
	< 20	149 (8,8)	13 (7,9)	27 (6,7)	5 205 (10,8)
	20-24	580 (34,2)	67 (40,9)	136 (33,7)	19 726 (41,0)
	25-29	398 (23,5)	39 (23,8)	100 (24,8)	11 143 (23,2)
	30-34	152 (9,0)	15 (9,1)	41 (10,2)	3 426 (7,1)
	≥ 35	46 (2,7)	3 (1,8)	14 (3,5)	1 043 (2,2)
	inconnu	5	1	1	145
Statut ménopausique	pré-ménop.	181 (10,7)	15 (9,1)	38 (9,4)	5 694 (11,8)
	post-ménop.	1 518 (89,3)	150 (90,9)	366 (90,6)	42 506 (88,2)
Histoire familiale	non	1 388 (82,6)	134 (82,2)	281 (70,6)	41 118 (86,2)
	oui	292 (17,4)	29 (17,8)	117 (29,4)	6 583 (13,8)
	inconnu	19	2	6	499
Hormonothérapie de remplacement	jamais	747 (44,0)	54 (32,7)	132 (32,7)	19 538 (40,5)
	auparavant	131 (7,7)	8 (4,9)	15 (3,7)	3 965 (8,3)
	actuellement	821 (48,3)	103 (62,4)	257 (63,6)	24 697 (51,2)
Indice de masse corporelle (kg/m²)	< 20,0	77 (4,5)	10 (6,1)	30 (7,4)	2 838 (5,9)
	20,0-24,9	637 (37,6)	81 (49,1)	192 (47,5)	19 579 (40,8)
	25,0-29,9	600 (35,4)	57 (34,5)	111 (27,5)	16 117 (33,6)
	30,0-34,9	265 (15,7)	11 (6,7)	48 (11,9)	6 669 (13,9)
	≥ 35,0	114 (6,7)	6 (3,6)	23 (5,7)	2 798 (5,8)
	inconnu	6	0	0	199
Proportion du sein avec densité	< 25 %	386 (22,7)	14 (8,5)	77 (19,1)	15 754 (32,7)
	25-49 %	690 (40,6)	48 (29,1)	121 (29,9)	17 536 (36,4)
	50-75 %	512 (30,1)	76 (46,1)	154 (38,1)	11 881 (24,7)
	> 75 %	111 (6,6)	27 (16,4)	52 (12,9)	3 029 (6,3)
Mammographie antérieure	oui	1 394 (82,0)	151 (91,5)	371 (91,8)	42 689 (88,6)
	non	305 (18,0)	14 (8,5)	33 (8,2)	5 511 (11,4)
Examen clinique des seins	non	561 (33,0)	47 (28,5)	97 (24,0)	13 618 (28,3)
	oui	1 138 (67,0)	118 (71,5)	307 (76,0)	34 582 (71,7)
Antécédent de ponction/biopsie	non	1 495 (88,0)	137 (83,0)	343 (84,9)	44 015 (91,3)
	oui	204 (12,0)	28 (17,0)	61 (15,1)	4 185 (8,7)
Réduction mammaire	non	1 674 (98,5)	162 (98,2)	397 (98,3)	46 792 (97,1)
	oui	25 (1,5)	3 (1,8)	7 (1,7)	1 408 (2,9)

Tableau 4 : Rapports de cotes de cancer dépisté et de cancer d'intervalle consécutif à une mammographie normale selon les caractéristiques des femmes – PQDCS 1998-2000

		Cancers dépistés		Cancers d'intervalle			
		n = 1 699		Mois entre le dépistage normal et le diagnostic			
				≤ 12 n = 165		13-24 n = 404	
		Rapport de cotes ajusté*	(IC 95 %)	Rapport de cotes ajusté*	(IC 95 %)	Rapport de cotes ajusté*	(IC 95 %)
Âge	50-54	1,00		1,00		1,00	
	55-59	1,29	(1,13-1,47)	1,31	(0,91-1,90)	1,14	(0,87-1,49)
	60-64	1,53	(1,32-1,77)	1,61	(1,05-2,48)	1,16	(0,85-1,59)
	65-69	1,76	(1,52-2,03)	1,75	(1,10-2,78)	1,64	(1,21-2,21)
Âge au premier enfant	nullipare	1,00		1,00		1,00	
	< 20	0,64	(0,53-0,78)	0,99	(0,54-1,83)	0,60	(0,39-0,93)
	20-24	0,64	(0,55-0,73)	1,17	(0,77-1,78)	0,72	(0,54-0,95)
	25-29	0,78	(0,67-0,91)	1,17	(0,74-1,86)	0,90	(0,66-1,22)
	30-34	0,96	(0,79-1,17)	1,41	(0,80-2,49)	1,18	(0,81-1,71)
	≥ 35	0,91	(0,66-1,25)	0,85	(0,27-2,72)	1,26	(0,73-2,19)
Statut ménopausique	pré-ménop.	1,00		1,00		1,00	
	post-ménop.	1,03	(0,86-1,23)	1,25	(0,73-2,14)	1,10	(0,78-1,53)
Histoire familiale	non	1,00		1,00		1,00	
	oui	1,30	(1,14-1,49)	1,26	(0,84-1,91)	2,45	(1,99-3,01)
Hormono-thérapie de remplacement	jamais	1,00		1,00		1,00	
	auparavant	0,88	(0,73-1,07)	0,65	(0,32-1,34)	0,55	(0,32-0,96)
	actuellement	0,99	(0,88-1,11)	1,18	(0,82-1,72)	1,49	(1,18-1,88)
Indice de masse corporelle (kg/m²)	< 20,0	1,00		1,00		1,00	
	20,0-24,9	1,33	(1,08-1,64)	1,69	(0,86-3,35)	1,20	(0,80-1,79)
	25,0-29,9	1,67	(1,34-2,07)	1,93	(0,98-3,79)	1,04	(0,67-1,62)
	30,0-34,9	1,94	(1,55-2,43)	1,23	(0,53-2,86)	1,35	(0,84-2,17)
	≥ 35,0	2,19	(1,62-2,96)	2,20	(0,77-6,30)	1,85	(1,06-3,23)
Proportion du sein avec densité	< 25 %	1,00		1,00		1,00	
	25-49 %	1,71	(1,49-1,97)	3,19	(1,84-5,55)	1,41	(1,04-1,91)
	50-75 %	1,97	(1,69-2,30)	8,16	(4,47-14,88)	2,58	(1,91-3,48)
	> 75 %	1,77	(1,41-2,22)	13,00	(6,79-24,89)	3,29	(2,26-4,79)
Mammographie antérieure	oui	1,00		1,00		1,00	
	non	1,81	(1,57-2,07)	0,95	(0,55-1,66)	0,94	(0,67-1,32)
Examen clinique des seins	non	1,00		1,00		1,00	
	oui	0,84	(0,75-0,94)	0,93	(0,65-1,32)	1,11	(0,88-1,40)
Antécédent de ponction/biopsie	non	1,00		1,00		1,00	
	oui	1,41	(1,21-1,65)	1,64	(1,09-2,47)	1,52	(1,17-1,98)
Réduction mammaire	non	1,00		1,00		1,00	
	oui	0,55	(0,36-0,82)	0,89	(0,22-3,56)	0,69	(0,33-1,46)

* Ajusté pour les caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres de dépistage

Tableau 5 : Répartition des cancers détectés par le dépistage et des cancers d'intervalle consécutifs à une mammographie normale selon les caractéristiques des radiologistes et des centres de dépistage- PQDCS 1998-2000

		Femmes avec cancer			Témoins
		Détecté par le dépistage n = 1 699	D'intervalle		n = 48 200
			Mois entre le dépistage et le diagnostic		
			≤ 12 n = 165	13-24 n = 404	
Taux de détection du radiologiste (/1 000 femmes)	< 4,0	207 (12,2)	58 (35,2)	120 (29,7)	12 985 (26,9)
	4,0-5,9	491 (28,9)	52 (31,5)	128 (31,7)	16 000 (33,2)
	6,0-7,9	446 (26,2)	32 (19,4)	85 (21,0)	10 270 (21,3)
	≥ 8,0	555 (32,7)	23 (13,9)	71 (17,6)	8 945 (18,5)
Taux de faux positif du radiologiste (%)	< 10,0	684 (40,2)	92 (55,7)	204 (50,5)	23 974 (49,7)
	10,0-14,9	600 (35,3)	46 (27,9)	132 (32,7)	15 914 (33,0)
	15,0-19,9	294 (17,3)	15 (9,1)	58 (14,4)	6 119 (12,7)
	≥ 20,0	120 (7,1)	11 (6,7)	9 (2,2)	2 095 (4,4)
	non applicable	1 (0,1)	1 (0,6)	1 (0,2)	98 (0,2)
Nombre de centres de dépistage	1	705 (41,5)	71 (43,0)	183 (45,3)	20 835 (43,2)
	2	502 (29,6)	38 (23,0)	109 (27,0)	13 944 (28,9)
	3	339 (19,9)	36 (21,8)	79 (18,5)	9 403 (19,5)
	4 et +	153 (9,0)	20 (12,1)	33 (8,2)	4 018 (8,3)
Type de centre de dépistage	clinique de radiologie	1 378 (81,1)	132 (80,0)	341 (84,4)	39 523 (82,0)
	hôpital	321 (18,9)	33 (20,0)	63 (15,6)	8 677 (18,0)
Volume de lecture du radiologiste	1-499	408 (24,0)	38 (23,0)	93 (23,1)	10 537 (21,9)
	500-749	441 (26,0)	44 (26,7)	108 (26,7)	13 221 (27,4)
	750-999	359 (21,1)	40 (24,2)	78 (19,3)	10 092 (20,9)
	1 000-1 249	211 (12,4)	16 (9,7)	55 (13,6)	6 209 (12,9)
	1 250-1 499	150 (8,8)	11 (6,7)	42 (10,4)	3 919 (8,1)
	≥ 1 500	130 (7,7)	16 (9,7)	28 (6,9)	4 222 (8,8)
Volume de dépistage du centre	< 2 000	395 (23,2)	46 (27,9)	87 (21,5)	12 577 (26,1)
	2 000-2 999	602 (35,4)	70 (42,4)	150 (37,1)	18 118 (37,6)
	3 000-3 999	351 (20,7)	30 (18,2)	101 (25,0)	10 020 (20,8)
	≥ 4 000	351 (20,7)	19 (11,5)	66 (16,3)	7 485 (15,5)

Tableau 6 : Rapports de cotes de cancer dépisté et de cancer d'intervalle consécutif à une mammographie normale selon les caractéristiques des radiologistes et des centres de dépistage- PQDCS 1998-2000

		Cancers dépistés		Cancers d'intervalle			
		n = 1 699		Mois entre le dépistage normal et le diagnostic			
		Rapport de cotes ajusté*	(IC 95 %)	Rapport de cotes ajusté*	(IC 95 %)	Rapport de cotes ajusté*	(IC 95 %)
				≤ 12		13-24	
				n = 165		n = 404	
Taux de détection du radiologiste (/1 000 femmes)	< 4,0	1,00		1,00		1,00	
	4,0-5,9	1,86	(1,67-2,07)	0,81	(0,52-1,28)	0,85	(0,67-1,09)
	6,0-7,9	2,54	(2,26-2,85)	0,77	(0,47-1,24)	0,94	(0,72-1,22)
	≥ 8,0	3,54	(3,14-3,98)	0,67	(0,39-1,12)	0,87	(0,64-1,18)
Taux de faux positifs du radiologiste (%)	< 10,0	1,00		1,00		1,00	
	10,0-14,9	1,08	(1,00-1,17)	0,79	(0,53-1,19)	1,09	(0,88-1,34)
	15,0-19,9	1,08	(0,96-1,22)	0,78	(0,42-1,46)	1,44	(1,05-1,98)
	≥ 20,0	1,31	(1,11-1,54)	1,44	(0,61-3,36)	0,59	(0,32-1,11)
Nombre de centres de dépistage	1	1,00		1,00		1,00	
	2	1,07	(0,99-1,16)	0,81	(0,53-1,24)	0,97	(0,76-1,23)
	3	1,06	(0,97-1,17)	1,09	(0,71-1,69)	1,11	(0,85-1,45)
	4 et +	1,04	(0,91-1,18)	1,49	(0,93-2,39)	1,17	(0,79-1,71)
Type de centre de dépistage	clinique de radiologie	1,00		1,00		1,00	
	hôpital	0,98	(0,88-1,09)	0,94	(0,59-1,50)	0,76	(0,57-1,01)
Volume de lecture du radiologiste[†]	1-499	1,00		1,00		1,00	
	500-749	0,91	(0,79-1,05)	0,92	(0,60-1,42)	0,82	(0,63-1,07)
	750-999	0,95	(0,81-1,12)	1,23	(0,75-2,01)	0,81	(0,60-1,09)
	1 000-1 249	0,90	(0,78-1,05)	0,92	(0,56-1,53)	0,95	(0,68-1,32)
	1 250-1 499	0,95	(0,77-1,16)	1,00	(0,46-2,18)	0,88	(0,61-1,26)
	≥ 1 500	0,96	(0,74-1,25)	1,16	(0,58-2,36)	0,60	(0,41-0,87)
Volume de dépistage du centre[†]	< 2 000	1,00		1,00		1,00	
	2 000-2 999	1,04	(0,91-1,19)	1,11	(0,75-1,63)	1,28	(1,02-1,61)
	3 000-3 999	1,25	(1,05-1,48)	0,77	(0,48-1,25)	1,41	(1,06-1,88)
	≥ 4 000	1,41	(1,15-1,72)	0,63	(0,37-1,06)	1,09	(0,78-1,53)

* Ajusté pour les caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres de dépistage

† Rapports de cotes ajustés pour les caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres de dépistage, sauf pour le *taux de détection du radiologiste*

7. BIBLIOGRAPHIE

- (1) *Programme québécois de dépistage du cancer du sein*. Cadre de référence. Direction de la santé publique, Ministère de la santé et des services sociaux, Gouvernement du Québec, 1996.
- (2) Groupe de travail sur les indicateurs d'évaluation. Lignes directrices pour la surveillance de la performance des programmes de dépistage du cancer du sein. Santé Canada, 2002.
- (3) Rochette, L., Major, D., Langlois, A., Pelletier, É., Brisson, J. Rappel précoce suite à une mammographie anormale, *Programme québécois de dépistage du cancer du sein* (PQDCS), 1998-2000. INSPQ, 2005 (en préparation).
- (4) McCann, J., Britton, P. D., Warren, R. M. L., Hunnam, G. Radiological peer review of interval cancers in the East Anglian breast screening programme: what are missing? *J Med Screen* 2001;8:77-85.
- (5) Brown, M., Eccles, C., Wallis, M.G. Geographical distribution of breast cancers on the mammogram :an interval cancer database. *Br J Radiol* 2001; 74:317-322.
- (6) Rijke, J. M., Schouten, L. J., Schreutelkamp, J. L., Verbeek, A. L. M. A blind review and an informed review of interval breast cancer cases in the Limburg screening programme, the Netherlands. *J Med Screen* 2000;7:19-23.
- (7) Britton, P.D., McCann, J., O'Driscoll, D., Hunnam, G., Warren, R. M. L. Interval cancer peer review in East Anglia: implications for monitoring doctors as well as the NHS Breast Screening Programme. *Clin Radiol* 2001;56:44-9.
- (8) Cowan, W. K., Angus, B., Gray, J. C., Lunt, L.G., Ramedan, A.I., Tamimi, S. A study of interval breast cancer within the NHS breast screening programme. *J Clin Pathol* 2000;53:140-6.
- (9) Vitak, B., Stål, O., Månson, J. C., Thomas, B. A., Arnesson, L. G., Ekelund, L., Måre, K., Nordenskjöld, B., Källström, A-C., Bång, H. Interval cancers and cancers in non-attenders in the Östergötland Mammographic Screening Programme. Duration between screening and diagnosis, S-phase fraction and distant recurrence. *Eur J Cancer* 1997;33:1453-60.
- (10) Brekelmans, C. T., Van Gorp, J. M., Peeters, P. H., Collette, H. J. Histopathology and growth rate of interval breast carcinoma: characterization of different subgroups. *Cancer* 1996;78:1220-8.
- (11) Burrell, H. C., Sibbering, D. M., Wilson, A. R. M., Pinder, S. E., Evans, A. J., Yeoman, L. J., Elston, C. W., Ellis, I. O., Blamey, R. W., Robertson, J. F. R. Screening interval breast cancers: mammographic features and prognostic factors. *Radiology* 1996;199:811-7.
- (12) Duncan, A. A., Wallis, M. G. Classifying interval cancers. *Clin Radiol* 1995;50: 774-7.

- (13) Burhenne, H.J., Burhenne, L. W., Goldberg, F., Hislop, T. G., Worth, A. J., Rebbeck, P. M., Kan, L. Interval breast cancers in the screening mammography program of British Columbia: analysis and classification. *AJR* 1994;162:1067-71.
- (14) Taylor, R., Supramaniam, R., Rickard, M., Estoesta, J., Moreira, C. Interval breast cancers in New South Wales, Australia, and comparisons with trials and other mammographic screening programmes. *J Med Screen* 2002;9:20-5.
- (15) Ganry, O.F., Peng, J., Raverdy, N.L., Dubreuil, A.R. Interval cancers in a French breast cancer screening programme (Somme Department). *Eur J Cancer Prev* 2001;10:269-74.
- (16) Wang, H., Bjurstam, N., Bjorndal, H., Braaten, A., Eriksen, L., Skaane, P., Vitak, B., Hofvind, S., Thoresen, S.O. Interval cancers in the Norwegian breast cancer screening program: frequency, characteristics and use of HRT. *Int J Cancer* 2001;94:594-8.
- (17) Woodman, C. B. J., Threlfall, A. G., Boggis, C. R. M., Prior, P. Is the three year breast screening interval too long? Occurrence of interval cancers in NHS breast screening programme's north western region. *BMJ* 1995;310:224-6.
- (18) Moskowitz, M. Interval cancers and screening for breast cancer in British Columbia. *AJR* 1994;162:1072-5.
- (19) Théberge, I., Major, D., Hébert-Croteau, N., Brisson, J. Facteurs associés aux variations du taux de détection – *Programme québécois de dépistage du cancer du sein* (PQDCS) 1998-1999. Institut national de santé publique du Québec, Québec, 2003.
- (20) Groupe de travail sur la prévention primaire du cancer du sein. Rapport sommaire – Examen des facteurs de risque de cancer du sein liés au style de vie et à l'environnement. Initiative canadienne sur le cancer du sein. Ministère des travaux publics et services gouvernementaux, Gouvernement du Canada, 2001.
- (21) Miller, A.B., Baines, C.J., To, T., Wall, C. Canadian national breast screening study: 1. Breast cancer detection and death rates among women aged 40 to 49 years. *Can Med Assoc J* 1992;147:1459-1476.
- (22) Miller, A.B., Baines, C.J., To, T., Wall, C. Canadian National Breast Screening Study: 2. Breast cancer detection and death rates among women aged 50 to 59 years. *Can Med Assoc J* 1992;147: 1477-1488.
- (23) Törnberg, S., Codd, M., Rodrigues, V., Segnan, N., Ponti, A. Ascertainment and evaluation of interval cancers in population-based mammography screening programmes: a collaborative study in four European centres. *J Med Screen* 2005;12: 43-49.
- (24) Huynh, P.T., Jarolimek, A.M., Daye, S. The false-negative mammogram. *Radiographics* 1998;18:1137-54.
- (25) Boyer, B., Hauret, L., Bellaïche, R., Gräf, C., Bourcier, B., Fichet, G. Cancers rétrospectivement visibles : revue de la littérature. *J Radiol* 2004;85 :2071-8.

- (26) Saarenmaa, I., Salminen, T., Geiger, U., Holli, K., Isola, J., Karkkainen, A., Pakkanen, J., Piironen, A., Salo, A., Hakama, M. The visibility of cancer on earlier mammograms in a population-based screening programme. *Eur J Cancer* 1999;7:1118-22.
- (27) Amos, A.F., Kavanagh, A.M., Cawson, J., and the Radiology Quality Assurance Group of Breast Screen Victoria. Radiological review of interval cancers in an Australian mammographic screening programme. *J Med Screen* 2000;7:184-9.
- (28) Yankaskas, B. C., Schell, M. J., Bird, R. E., Desrochers, D. A. Reassessment of breast cancers missed during routine screening mammography: a community-based study. *AJR* 2001;177:535-41.
- (29) Klemi, P. J., Toikkanen, S., Räsänen, O., Parvinen, I., Joensuu, H. Mammography screening interval and the frequency of interval cancers in a population-based screening. *Br J Cancer* 1997;75:762-6.
- (30) Mandelson, M. T., Oestreicher, N., Porter, P. L., White, D., Finder, C. A., Taplin, S. H., White, E. Breast density as a predictor of mammographic detection: comparison of interval-and screen-detected cancers. *J Natl Cancer Inst* 2000;92:1081-7.
- (31) Porter, P. L., El-Bastawissi, A.Y., Mandelson, M. T., Lin, M.G., Khalid, N., Watney, E. A., Cousens, L., White, D., Taplin, S., White, E. Breast tumor characteristics as predictors of mammographic detection: comparison of interval-and screen-detected cancers. *J Natl Cancer Inst* 1999;91:2020-8.
- (32) Gilliland, F. D., Joste, N., Stauber, P. M., Hunt, W. C., Rosenberg, R., Redlich, G., Key, C. R. Biologic characteristics of interval and screen-detected breast cancers. *J Natl Cancer Inst* 2000;92:743-9.
- (33) Schroën, A. A., Wobbes, T., Van Der Sluis, R. F. Interval carcinomas of the breast: a group with intermediate outcome. *J Surg Oncol* 1996;63:141-4.
- (34) Hakama, M., Holli, K., Isola, J., Kallioniemi, O.-P., Kärkkäinen, A., Visakorpi, T., Pukkala, E., Saarenmaa, I., Geiger, U., Ikkala, J., Nieminen, T., Godenhjelm, K., Koivula, T. Aggressiveness of screen-detected breast cancers. *Lancet* 1995;345:221-4.
- (35) Brekelmans, C. T., Peeters P. H., Deurenberg J. J., Collette H. J. Survival in interval breast cancer in the DOM Screening Programme. *Eur J Cancer* 1995;31A:1830-5.
- (36) Andersson, I., Aspegren, K., Janzon, L., Landberg, T., Lindholm, K., Linell, F., Ljungberg, O., Ranstam, J., Sigfusson, B. Mammographic screening and mortality from breast cancer: the Malmö mammographic screening trial. *BMJ* 1988;297:943-8.
- (37) Collins, S., Ciaran, B., Woodman, J., Threlfall, A., Prior, P. Survival rates from interval cancer in NHS breast screening programme. *BMJ* 1998;316:832-3.
- (38) Holmberg, L. H., Tabar, L., Adami, H. O., Bergström, R. Survival in breast cancer diagnosed between mammographic screening examinations. *Lancet* 1986;1:27-30.

- (39) Théberge, I., Major, D., Langlois, A., Brisson, J. Validation de stratégies pour obtenir le taux de détection du cancer, la valeur prédictive positive, la proportion des cancers *in situ*, la proportion des cancers infiltrants de petite taille et la proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire dans le cadre des données fournies par le *Programme québécois de dépistage du cancer du sein* (PQDCS). Institut national de santé publique du Québec, Québec, 2003.
- (40) Kerlikowske, K., Grady, D., Barclay, J., Sickles, E.A., Ernster, V. Likelihood ratios for modern screening mammography. *JAMA* 1996;276:39-43.
- (41) Rosen, P.P. Chap. 13- Invasive mammary carcinoma. Dans: Harris, J.R., Lippman, M.E., Morrow, M., Hellman, S. *Disease of the breast*. Lippincott-Raven, Philadelphia, 1996, p. 393-444.
- (42) Duffy, S.W., Gabe, R. What should the detection rates of cancers be in breast screening programmes? *Br J Cancer* 2005;92:597-600.
- (43) Collaborative Group on Hormonal Factors in Breast Cancer. Breast cancer and hormone replacement therapy: collaborative reanalysis of data from 51 epidemiological studies of 52 705 women with breast cancer and 108 411 women without breast cancer. *Lancet* 1997; 350:1047-1059.
- (44) Wolfe, J.N. Risk for breast cancer development determined by mammographic parenchymal pattern. *Cancer* 1976;37: 2486-2492.
- (45) Brisson, J., Merletti, F., Sadowsky, N.L., Twaddle, J.A., Morrison, A.S., Cole, P. Mammographic features of the breast and breast cancer risk. *Am J Epidemiol* 1982;115: 428-437.
- (46) Boyd, N.F., Lockwood, G.A., Byng, J.W., Tritchler, D.L., Yaffe, M.J. Mammographic densities and breast cancer risk. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 1998; 7:1133-1144.
- (47) Byrne, C., Schairer, C., Wolfe, J., Parekh, N., Salane, M., Brinton, L.A., Hoover, R., Haile, R. Mammographic features and breast cancer risk: effects with time, age, and menopause status. *J Natl Cancer Inst* 1995;87: 1622-1629.
- (48) Kolb, T.M., Lichy, J., Newhouse, J.H. Comparison of the performance of screening mammography, physical examination, and breast US and evaluation of factors that influence them: an analysis of 27,825 patient evaluations. *Radiology* 2002;225:165-175.
- (49) Carney, P.A., Miglioretti, D.L., Yankaskas, B.C., Kerlikowske, K., Rosenberg, R., Rutter, C.M., Geller, B.M., Abraham, L.A., Taplin, S.H., Dignan, M., Cutter, G., Ballard-Barbash, R. Individual and combined effects of age, breast density, and hormone replacement therapy use on the accuracy of screening mammography. *Ann Intern Med* 2003;138:168-75.
- (50) Kerlikowske, K., Grady, D., Barclay, J., Sickles, E.A., Ernster, V. Effect of age, breast density, and family history on the sensitivity of first screening mammography. *JAMA* 1996; 276(1):33-38.

- (51) Rosenberg, R.D., Hunt, W.C., Williamson, M.R., Gilliland, F.D., Wiest, P.W., Kelsey, C.A., Key, C.R., Linver, M.N. Effects of age, breast density, ethnicity, and estrogen replacement therapy on screening mammographic sensitivity and cancer stage at diagnosis: review of 183,134 screening mammograms in Albuquerque, New Mexico. *Radiology* 1998; 209(2):511-518.
- (52) Saarenmaa, I., Salminen, T., Geiger, U., Heikkinen, P., Hyvarinen, S., Isola, J., Kataja, V., Kokko, M.L., Kokko, R., Kumpulainen, E., Karkkainen, A., Pakkanen, J., Peltonen, P., Piironen, A., Salo, A., Talviala, M.L., Haka, M. The effect of age and density of the breast on the sensitivity of breast cancer diagnostic by mammography and ultasonography. *Breast Cancer Res Treat* 2001; 67(2):117-123.
- (53) Yankaskas, B.C., Cleveland, R.J., Schell, M.J., Kozar, R. Association of recall rates with sensitivity and positive predictive values of screening mammography. *AJR* 2001; 177(3):543-549.
- (54) Pisano, E.D., Gatsonis, C., Hendrick, E., Yaffe, M., Baum, J.K., Acharyya, S., Conant, E.F., Fajardo, L.L., Bassett, L., D'Orsi, C., Jong, R., Rebner, M. Diagnostic performance of digital versus film mammography for breast-cancer screening. *New Engl J Med* 2005 Sep 16 (Epub ahead of print).
- (55) Berg, WA. Rationale for a trial of screening breast ultrasound: American College of Radiology Imaging Network (ACRIN) 6666. *AJR* 2003; 180(5):1225-1228.
- (56) U.S. Preventive Services Task Force. Screening for breast cancer—recommendations and rationale. *Ann Intern Med* 2002;137:344-346.
- (57) Canadian Task Force on Periodic Health Examination. Screening for breast cancer (1998 rewording). [Http://www.ctfphc.org/index.html](http://www.ctfphc.org/index.html).
- (58) Théberge, I., Hébert-Croteau, N., Langlois, A., Major, D., Brisson, J. Volume of screening mammography and performance in the Quebec population-based Breast Cancer Screening program. *Can Med Assoc J* 2005;172:195-9.
- (59) Elmore, J.G., Wells, C.K., Howards, D.H. Does diagnostic accuracy in mammography depend on radiologist's experience? 7. *J Women's Health* 1998;7 :443-449.
- (60) Kan, L., Olivotto, I.A., Warren Burhenne, L.J., Sickles, E.A., Coldman, A.J. Standardized abnormal interpretation and cancer detection ratios to assess reading volume and reader performance in a breast screening program. *Radiology* 2000;215: 563-567.
- (61) Esserman, L., Cowley, H., Eberle, C., Kirkpatrick, A., Chang, S., Berbaum, K., Gale, A. Improving the accuracy of mammography: volume and outcome relationship. *J Natl Cancer Inst* 2002;94: 369-375.
- (62) Beam, C.A., Conant, E.F., Sickles, E.A. Association of volume and volume-independent factors with accuracy in screening mammogram interpretation. *J Natl Cancer Inst* 2003;95:282-90.
- (63) Ciatto, S., Visioli, C., Paci, E., Zappa, M. Breast density as a determinant of interval cancer at mammographic screening. *Br J Cancer* 2004;90: 393-396.

- (64) Barlow, W.E., Chi, C., Carney, P.A., Taplin, S.H., D'Orsi, C., Cutter, G., Hendrick, R.E., Elmore, J.G. Accuracy of screening mammography interpretation by characteristics of radiologists. *J Natl Cancer Inst* 2004;96:1840-50.
- (65) Smith-Bindman, R., Chu, P., Miglioretti, D.L., Quale, C., Rosenberg, R.D., Cutter, G., Geller, B., Bacchetti, P., Sickles, E.A., Kerlikowske, K. Physician predictors of mammographic accuracy. *J Natl Cancer Inst* 2005;97:358-67.
- (66) Taplin, S.H., Rutter, C.M., Finder, C., Mandelson, M.T., Houn, F., White, E. Screening mammography: clinical image quality and the risk of interval breast cancer. *AJR* 2002;178:797-803.

ANNEXE 1

**PROCÉDURE POUR L'IDENTIFICATION DES CANCERS D'INTERVALLE
SUITE À UNE PREMIÈRE MAMMOGRAPHIE NORMALE, PQDCS**

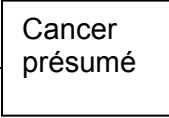
ANNEXE 1 : PROCÉDURE POUR L'IDENTIFICATION DES CANCERS D'INTERVALLE SUITE À UNE PREMIÈRE MAMMOGRAPHIE NORMALE, PQDCS

D'abord, une sélection est faite dans les données de dépistage du système d'information (SI) du PQDCS. Les mammographies avec un résultat normal en 1998, 1999 et 2000 des femmes participantes de 50-69 ans au moment de l'examen sont extraites du fichier principal. Si une femme possède plus d'une mammographie, l'information des mammographies subséquentes est prise en compte pour identifier et éliminer celles dont le cancer est consécutif à un examen de rappel et non à un premier dépistage. La grande majorité des femmes ont eu une seule mammographie normale durant la période. Un certain nombre de femmes ont eu deux mammographies, tandis que quelques femmes ont eu trois mammographies. L'information conservée pour une femme consiste en des variables d'information unique utilisables pour le jumelage : sa date de naissance, la date de la mammographie (variables différentes selon l'occurrence), le lieu de résidence, le lieu de la mammographie (variables différentes selon l'occurrence) et certaines variables indicatrices. Ce fichier est ensuite jumelé avec le fichier MedÉcho à l'aide du numéro d'assurance maladie. Le fichier MedÉcho contient de l'information sur la date de sortie (première date retenue, entre le 1^{er} mai 1998 et le 31 décembre 2001), l'établissement, le numéro de dossier de l'hôpital, le comportement et la morphologie de la tumeur. Si pour une première date de sortie on trouve à la fois un diagnostic de cancer infiltrant et un autre *in situ*, le cancer infiltrant est retenu. S'il y a plus d'un dépistage dans la période, le cancer est associé à la date de dépistage la plus proche qui précède la date de sortie. Par la suite, une seconde extraction est réalisée dans le fichier de dépistage pour obtenir les femmes qui ont eu une mammographie avec un résultat anormal lors d'une occurrence subséquente (deuxième ou plus) durant la même période. Ce fichier est jumelé au fichier avec mammographies normales. L'objectif est de vérifier s'il n'y a pas une mammographie anormale qui s'insère entre une mammographie normale et la date de cancer. Si tel est le cas, le cancer serait donc davantage en lien avec une mammographie anormale. Pour vérifier à nouveau ce même objectif, une autre extraction est obtenue pour les données de dépistage entre le 1^{er} janvier 2001 et le 30 juin 2002. Cette fois, il est vérifié s'il n'y a pas une mammographie normale ou anormale, entre une mammographie normale de la période et un cancer avec une date en dehors de la période. Une fois que les mammographies normales de la période qui ont un lien direct et unique avec un cancer sont identifiées, le fichier des actes RAMQ peut être analysé.

Pour toutes les femmes avec une mammographie dont le résultat est normal dans la période considérée, un fichier est obtenu de la Régie de l'assurance maladie. Ce fichier contient tous les actes reliés au sein (voir liste jointe) dont la date se situe entre le 1^{er} mai 1998 et le 31 décembre 2001. Le fichier possède de l'information sur l'identification de la femme, son lieu de résidence, le code d'acte, la date de l'acte et l'endroit de dispensation de l'acte. Le jumelage se fait grâce au numéro d'assurance maladie. La première étape consiste à faire coïncider la date de dépistage dans le SI avec une date de dépistage à la RAMQ, tous les actes apparaissant à la RAMQ avant ce point de départ étant éliminés. Étant donné le niveau élevé de complexité de ce jumelage, à partir d'occurrences multiples au SI avec un fichier d'occurrences multiples à la RAMQ, et au fait qu'un nombre considérable d'actes ne

coïncide pas au jour près, le jumelage se fera par portion découpée simple du SI. Par exemple, la vaste majorité des femmes ont un dépistage au SI; ce sous-fichier sera traité individuellement. Par la suite, si une femme a deux mammographies, la première mammographie sera analysée individuellement avec un suivi qui s'arrêtera à la date de deuxième mammographie. Puis, la deuxième mammographie sera synchronisée individuellement avec les actes de RAMQ pour avoir la suite des actes. Les actes qui ont eu lieu avant cette deuxième mammographie sont éliminés, car ils sont déjà jumelés avec la première mammographie. Il est important de synchroniser le départ pour ne pas compter deux mammographies de dépistage rapprochées dans le temps. Il s'agit probablement d'erreurs de dates de facturation. Une fois le fichier RAMQ bien ajusté, les actes sont résumés dans des catégories (voir plus bas) de gravité où selon le pire scénario, on trouvera tel type d'acte ou telle combinaison de groupes d'actes. Par exemple, pas plus qu'un trocart ou pas plus qu'une chirurgie au sein avec traitements adjuvants. Certaines catégories, comme la dernière, représentent un indicateur validé et presque certain de cancer. Le fichier de la RAMQ a donc deux fonctions : trouver d'autres cas de cancer non identifiés par MedÉcho, et s'assurer qu'il n'y a pas une autre mammographie non identifiée par le SI entre une mammographie normale dans la période et le cancer. Il pourrait s'agir de mammographies de dépistage pour des non participantes ou d'une mammographie diagnostique (il arrive souvent, pour assurer un suivi annuel, qu'une mammographie diagnostique s'insère entre deux mammographies de dépistage bisannuelles; depuis novembre 2001, il est maintenant possible d'obtenir une mammographie annuelle par prescription médicale). Afin de vérifier ce dernier point, le fichier RAMQ est transformé, afin que toutes les données soient sur la même ligne.

Catégorisation RAMQ

Dépistage seul	1	
Pas plus que mammographie diagnostique, échographie ou autres investigations radiologiques	2	
Pas plus que ponction cytologique	3	
Pas plus que biopsie guidée	4	
Pas plus que biopsie guidée et traitement adjuvant	5	
Pas plus que mastectomie ou évidement axillaire et traitement adjuvant	6	
Pas plus que biopsie ouverte	7	
Pas plus que mastectomie ou évidement axillaire	8	
Pas plus que biopsie ouverte et traitement adjuvant	9	

CATÉGORISATION DES ACTES DE MAMMOGRAPHIE, DE CONFIRMATION DIAGNOSTIQUE ET DE TRAITEMENTS CHIRURGICAUX OBTENUS PAR LA RAMQ

Codes d'acte	Description de l'acte¹
Mammographie de dépistage	
8079	Mammographie de dépistage bilatérale (50-69 ans)
8134	Mammographie de dépistage sélectif pour les femmes de 40 à 49 ans ou de 70 ans et plus, unilatérale (V-16)
8135	Mammographie de dépistage sélectif pour les femmes de 40 à 49 ans ou de 70 ans et plus, bilatérale (V-16)
8145	Mammographie de dépistage unilatérale (unité mobile de mammographie)(V-17)
8146	Mammographie de dépistage bilatérale (unité mobile de mammographie)(V-17)
Mammographie diagnostique	
8078	Mammographie de dépistage unilatérale (50-69 ans)
8048	Mammographie diagnostique sans examen clinique unilatérale
8049	Mammographie diagnostique sans examen clinique bilatérale
8070	Mammographie diagnostique avec examen clinique unilatérale
8071	Mammographie diagnostique avec examen clinique bilatérale
8140	Mammographie sans examen clinique unilatérale
8141	Mammographie sans examen clinique bilatérale
8142	Mammographie avec examen clinique fait par le radiologiste et dont le sommaire est gardé au dossier radiologique, unilatérale
8143	Mammographie avec examen clinique fait par le radiologiste et dont le sommaire est gardé au dossier radiologique, bilatérale
8089	Mammographie de dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires (ancien code)
8103	Mammographie de dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires : unilatérale
8104	Mammographie de dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires : bilatérale
8137	Mammographie de dépistage sélectif pour les femmes de 40 à 49 ans ou de 70 ans et plus, clichés supplémentaires (V-16)
Échographie	
8333	Échographie de surface du sein par sein

¹ Manuel des médecins spécialistes, Régie de l'assurance maladie du Québec, Service des communications (Publications), Québec, 2001.

CATÉGORISATION DES ACTES DE MAMMOGRAPHIE, DE CONFIRMATION DIAGNOSTIQUE ET DE TRAITEMENTS CHIRURGICAUX OBTENUS PAR LA RAMQ (suite)

Codes d'acte Description de l'acte¹

Autres investigations radiologiques

0442	Injection de substance contraste : Galactographie
0444	Injection de substance contraste : kyste mammaire, aspiration
8201	Galactographie, incluant l'injection
8202	Kystographie mammaire, incluant l'injection
8144	Examen de révision suite à une mammographie de dépistage anormale : honoraires payés à un radiologiste en centre de référence pour investigation désigné (CRID) pour l'évaluation d'un dossier (examens effectués en CDD et films antérieurs)

Ponction à l'aiguille fine

0594	Drainage thérapeutique incluant le prélèvement diagnostique : kyste mammaire
0798	Biopsie du sein (à l'aiguille), une ou plusieurs
1011	Seins (incision) : drainage d'abcès mammaire, unique ou à logettes (F-11)
0847	Ponction de kyste mammaire avec aspiration sous contrôle échographique ou stéréotaxique incluant, le cas échéant, l'injection d'air et/ou la mammographie après ponction
0848	Ponction et/ou biopsie mammaire d'une masse palpable ou non palpable à l'aiguille fine (cyto-ponction) sous guidage échographique ou stéréotaxique, incluant la mammographie de contrôle, le cas échéant
9470	Biopsie/cytologie à l'aiguille, par voie transcutanée, sous guidage échoscopique, fluoroscopique ou scanographique mammaire : localisation ou biopsie d'une masse mammaire palpable ou les 2

Biopsie guidée

0551	Biopsie d'une masse mammaire non palpable avec un appareil dédié (plaque de compression quadrillée ou stéréotaxie), incluant la mammographie effectuée le même jour, le cas échéant
0561	Localisation d'une masse mammaire non palpable, avec un appareil dédié (plaque de compression quadrillée ou stéréotaxie) incluant la mammographie postlocalisation et la biopsie, le cas échéant
1202	Biopsie excisionnelle stéréotaxique du sein comprenant toute la procédure technique (ABBI)
0849	Biopsie au trocart d'une masse mammaire palpable ou non palpable avec prélèvement de carottes sous guidage échographique ou stéréotaxique, incluant la mammographie de contrôle, le cas échéant

¹ Manuel des médecins spécialistes, Régie de l'assurance maladie du Québec, Service des communications (Publications), Québec, 2001.

CATÉGORISATION DES ACTES DE MAMMOGRAPHIE, DE CONFIRMATION DIAGNOSTIQUE ET DE TRAITEMENTS CHIRURGICAUX OBTENUS PAR LA RAMQ (suite)

Codes d'acte	Description de l'acte¹
Biopsie ouverte	
1173	Sein (excision) : biopsie multiple du sein (sein, mammaire interne, axillaire, etc.)
1174	Sein (excision) : tumeur ou fragment tissulaire pour biopsie unique ou multiple
1175	Exérèse d'un kyste, d'un fibroadénome ou de toutes autres tumeurs bénignes de tissus anormaux du sein d'une lésion du canal excrétaire ou d'une lésion du mamelon y compris toutes autres mammectomies partielles chez l'homme ou chez la femme
1201	Excision lésion bénigne/trocart
1203	Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion bénigne
1204	Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion maligne
1205	Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion bénigne ou maligne (remplace 1203-1204 en avril 2001)
1229	Mastectomie partielle
Traitements associés au cancer du sein	
1228	Mastectomie partielle avec évidement radical de l'aisselle
1230	Mastectomie simple ou totale
1231	Mastectomie radicale ou radicale modifiée
1232	Mastectomie radicale avec évidement mammaire interne
1235	Excision du mamelon
4240	Évidement : Ganglions lymphatiques, région axillaire
4199	Exérèse d'un ou plusieurs ganglion(s) sentinelles(s) au même site, comprenant toute la procédure d'identification et de localisation, n'incluant pas la dissection radicale
8538	Curiethérapie (sein)
Traitements adjuvants	
0734	Chimiothérapie intraveineuse (injection d'une ou plusieurs substances antinéoplasiques)
8511	Planification du traitement par radiations lésions non cutanées
8553	Planification du traitement par radiations à l'aide de tomодensitométrie lésions non cutanées

ANNEXE 2

DESCRIPTION DES CARACTÉRISTIQUES DES CANCERS D'INTERVALLE SUITE À UNE PREMIÈRE MAMMOGRAPHIE NORMALE

ANNEXE 2 : DESCRIPTION DES CARACTÉRISTIQUES DES CANCERS D'INTERVALLE SUITE À UNE PREMIÈRE MAMMOGRAPHIE NORMALE

1. Le type de cancer est déterminé à l'aide de la stratégie qui est décrite dans le rapport « Validation de stratégies pour obtenir le taux de détection du cancer, la valeur prédictive positive, la proportion des cancers *in situ*, la proportion des cancers infiltrants de petite taille et la proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire dans le cadre des données fournies par le *Programme québécois de dépistage du cancer du sein* (PQDCS) » (32). Cette stratégie utilise tout d'abord ce qui est présent au SI-PQDCS puis, pour les cancers dont l'information n'est pas présente au SI-PQDCS, dans le fichier MedÉcho. Pour les cancers d'intervalle, on utilise le type de cancer fourni par le fichier MedÉcho (et non pas d'après les rapports de pathologie reçus).
2. La taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire sont également déterminés à l'aide de la stratégie décrite dans le même rapport. Cette stratégie utilise tout d'abord les informations présentes au SI-PQDCS puis, pour les cancers dont les informations ne sont pas présentes au SI-PQDCS, celles des rapports de pathologie qui sont disponibles. Pour les cancers d'intervalle, on utilise nécessairement les rapports de pathologie disponibles.

Exemple :

Femmes	A	B
MedÉcho	Infiltrant	<i>In situ</i>
Rapport de pathologie	<i>In situ</i> La taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire seront une valeur manquante puisque ce cancer est identifié comme un cancer infiltrant (selon la stratégie) mais le rapport de pathologie parle d'une tumeur <i>in situ</i> .	Infiltrant La taille de la tumeur et l'envahissement ganglionnaire présents sur le rapport de pathologie ne seront pas utilisés puisque ce cancer est identifié comme étant un cancer <i>in situ</i> (selon la stratégie).

3. Pour les autres caractéristiques des cancers, on utilise les renseignements des rapports de pathologie.

ANNEXE 3

DONNÉES COMPLÉMENTAIRES

Tableau 7 : Rapports de cotes de cancer dépisté infiltrant et de cancer d'intervalle infiltrant consécutif à une mammographie normale selon les caractéristiques des femmes, PQDCS 1998-2000

		Cancers dépistés		Cancers d'intervalle			
				Mois entre le dépistage normal et le diagnostic			
				≤ 12		13-24	
		Rapport de cotes ajusté* (IC 95 %)	Rapport de cotes ajusté* (IC 95 %)	Rapport de cotes ajusté* (IC 95 %)	Rapport de cotes ajusté* (IC 95 %)	Rapport de cotes ajusté* (IC 95 %)	Rapport de cotes ajusté* (IC 95 %)
Âge	50-54	1,00		1,00		1,00	
	55-59	1,35	(1,16-1,58)	1,41	(0,96-2,05)	1,24	(0,93-1,64)
	60-64	1,72	(1,46-2,03)	1,67	(1,07-2,60)	1,32	(0,94-1,84)
	65-69	2,01	(1,71-2,36)	1,68	(1,02-2,76)	1,80	(1,32-2,46)
Âge au premier enfant	nullipare	1,00		1,00		1,00	
	< 20	0,72	(0,58-0,89)	0,85	(0,44-1,65)	0,64	(0,41-1,01)
	20-24	0,68	(0,58-0,80)	1,04	(0,68-1,59)	0,77	(0,57-1,05)
	25-29	0,78	(0,65-0,94)	1,13	(0,72-1,79)	0,90	(0,64-1,25)
	30-34	1,00	(0,80-1,26)	1,14	(0,61-2,14)	1,26	(0,85-1,89)
	≥ 35	1,03	(0,72-1,48)	0,86	(0,27-2,74)	1,45	(0,83-2,52)
Statut ménopausique	pré-ménop.	1,00		1,00		1,00	
	post-ménop.	1,06	(0,87-1,30)	1,17	(0,67-2,02)	1,01	(0,70-1,45)
Histoire familiale	non	1,00		1,00		1,00	
	oui	1,28	(1,10-1,49)	1,29	(0,84-1,99)	2,37	(1,88-2,97)
Hormono-thérapie de remplacement	jamais	1,00		1,00		1,00	
	auparavant	0,80	(0,64-1,01)	0,76	(0,37-1,60)	0,55	(0,32-0,96)
	actuellement	1,01	(0,89-1,15)	1,28	(0,86-1,89)	1,58	(1,24-2,03)
Indice de masse corporelle (kg/m²)	< 20,0	1,00		1,00		1,00	
	20,0-24,9	1,40	(1,07-1,84)	1,77	(0,86-3,65)	1,11	(0,74-1,68)
	25,0-29,9	1,79	(1,37-2,35)	1,98	(0,97-4,00)	0,99	(0,63-1,57)
	30,0-34,9	2,16	(1,64-2,86)	1,18	(0,46-3,05)	1,20	(0,73-1,95)
	≥ 35,0	2,41	(1,67-3,46)	2,58	(0,88-7,51)	1,77	(1,00-3,13)
Proportion du sein avec densité	< 25 %	1,00		1,00		1,00	
	25-49 %	1,65	(1,41-1,92)	2,82	(1,58-5,03)	1,39	(1,02-1,90)
	50-75 %	1,83	(1,54-2,17)	7,96	(4,24-14,94)	2,61	(1,93-3,55)
	> 75 %	1,50	(1,14-1,98)	12,91	(6,55-25,45)	3,41	(2,33-5,00)
Mammographie antérieure	oui	1,00		1,00		1,00	
	non	1,81	(1,55-2,12)	0,76	(0,40-1,44)	0,97	(0,67-1,38)
Examen clinique des seins	non	1,00		1,00		1,00	
	oui	0,81	(0,72-0,91)	0,89	(0,61-1,31)	1,14	(0,89-1,45)
Antécédent de ponction/biopsie	non	1,00		1,00		1,00	
	oui	1,40	(1,17-1,67)	1,70	(1,12-2,60)	1,44	(1,09-1,89)
Réduction mammaire	non	1,00		1,00		1,00	
	oui	0,59	(0,37-0,93)	0,96	(0,24-3,82)	0,77	(0,36-1,64)

* Ajusté pour les caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres de dépistage

Tableau 8 : Rapports de cotes de cancer dépisté infiltrant et de cancer d'intervalle infiltrant consécutif à une mammographie normale selon les caractéristiques des radiologistes ou des centres de dépistage, PQDCS 1998-2000

		Cancers dépistés		Cancers d'intervalle			
		Mois entre le dépistage normal et le diagnostic					
		≤ 12		13-24			
		Rapport de cotes ajusté*	(IC 95 %)	Rapport de cotes ajusté*	(IC 95 %)	Rapport de cotes ajusté*	(IC 95 %)
Taux de détection du radiologiste (/1 000 femmes)	< 4,0	1,00		1,00		1,00	
	4,0-5,9	1,79	(1,55-2,06)	0,73	(0,44-1,20)	0,84	(0,64-1,11)
	6,0-7,9	2,40	(2,08-2,76)	0,64	(0,38-1,08)	1,01	(0,77-1,32)
	≥ 8,0	3,41	(2,93-3,97)	0,64	(0,37-1,12)	0,84	(0,60-1,18)
Taux de faux positifs du radiologiste (%)	< 10,0	1,00		1,00		1,00	
	10,0-14,9	1,15	(1,05-1,27)	0,75	(0,48-1,17)	0,95	(0,77-1,19)
	15,0-19,9	1,08	(0,94-1,24)	0,72	(0,37-1,40)	1,36	(0,99-1,86)
	≥ 20,0	1,30	(1,04-1,62)	1,21	(0,51-2,89)	0,50	(0,26-0,97)
Nombre de centres de dépistage	1	1,00		1,00		1,00	
	2	1,09	(0,99-1,20)	0,74	(0,47-1,16)	0,94	(0,72-1,22)
	3	1,08	(0,96-1,21)	1,00	(0,63-1,61)	0,96	(0,71-1,30)
	4 et +	0,99	(0,83-1,19)	1,42	(0,88-2,29)	1,18	(0,81-1,73)
Type de centre de dépistage	clinique de radiologie	1,00		1,00		1,00	
	hôpital	0,94	(0,83-1,07)	0,91	(0,56-1,49)	0,78	(0,58-1,05)
Volume de lecture du radiologiste[†]	1-499	1,00		1,00		1,00	
	500-749	0,87	(0,74-1,02)	0,95	(0,60-1,53)	0,83	(0,63-1,10)
	750-999	0,92	(0,78-1,10)	1,19	(0,70-2,03)	0,80	(0,57-1,12)
	1 000-1 249	0,92	(0,79-1,08)	0,89	(0,51-1,54)	0,93	(0,66-1,32)
	1 250-1 499	0,91	(0,75-1,12)	1,15	(0,51-2,58)	0,90	(0,62-1,29)
	≥ 1 500	0,95	(0,75-1,22)	1,26	(0,61-2,57)	0,53	(0,36-0,78)
Volume de dépistage du centre[†]	< 2 000	1,00		1,00		1,00	
	2 000-2 999	1,02	(0,88-1,18)	1,10	(0,73-1,65)	1,20	(0,93-1,53)
	3 000-3 999	1,29	(1,07-1,55)	0,67	(0,39-1,15)	1,20	(0,87-1,64)
	≥ 4 000	1,37	(1,11-1,68)	0,70	(0,41-1,19)	1,05	(0,75-1,47)

* Ajusté pour les caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres de dépistage

† Rapports de cotes ajustés pour les caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres de dépistage, sauf pour le *taux de détection du radiologiste*



information



formation



recherche



coopération
internationale

DÉVELOPPEMENT D'ALGORITHMES PERMETTANT
D'IDENTIFIER LES INTERVENTIONS ET LES DÉLAIS LIÉS
À L'INVESTIGATION DIAGNOSTIQUE SUITE À UNE
MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE ANORMALE

PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE
DU CANCER DU SEIN (PQDCS)

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC

DÉVELOPPEMENT D'ALGORITHMES PERMETTANT
D'IDENTIFIER LES INTERVENTIONS ET LES DÉLAIS LIÉS
À L'INVESTIGATION DIAGNOSTIQUE SUITE À UNE
MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE ANORMALE

PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE
DU CANCER DU SEIN (PQDCS)

DIRECTION SYSTÈMES DE SOINS ET SERVICES

JUILLET 2005

AUTEURS

Éric Pelletier, M. Sc.
Institut national de santé publique du Québec

Diane Major, Ph. D.
Institut national de santé publique du Québec

Jacques Brisson, M.D., D. Sc.
Unité de recherche en santé des populations, Centre hospitalier affilié universitaire de Québec
Département de médecine sociale et préventive, Université Laval et
Institut national de santé publique du Québec

AVEC LA COLLABORATION DE

André Langlois
Institut national de santé publique du Québec

Louise Rochette
Institut national de santé publique du Québec

Marie-Claude Messely
Institut national de santé publique du Québec

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier très sincèrement Wilber Deck, Annie Bourassa, Nicole Hébert-Croteau, Chantal Beaudet et Isabelle Théberge pour leurs judicieux commentaires sur ce rapport.

Ce document est disponible en version intégrale sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec : <http://www.inspq.qc.ca>. Reproduction autorisée à des fins non commerciales à la condition d'en mentionner la source.

CONCEPTION GRAPHIQUE :
MARIE PIER ROY

DOCUMENT DÉPOSÉ À SANTÉCOM ([HTTP://WWW.SANTECOM.QC.CA](http://www.santecom.qc.ca))
COTE : INSPQ-2005-055

DÉPÔT LÉGAL – 3^e TRIMESTRE 2005
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU CANADA
ISBN 2-550-45281-X (VERSION IMPRIMÉE)
ISBN 2-550-45282-8 (PDF)
©Institut national de santé publique du Québec (2005)

RÉSUMÉ

CONTEXTE

L'évaluation de la performance du *Programme québécois de dépistage du cancer du sein* (PQDCS) exige la connaissance de la date de diagnostic et du profil d'investigation suite à une mammographie de dépistage anormale. Que les participantes soient investiguées dans les établissements désignés par le programme ou non, l'information sur leur investigation n'est que partiellement saisie au système d'information du PQDCS (SI-PQDCS).

OBJECTIFS

Cette étude a pour premier objectif de développer et de valider deux algorithmes permettant d'identifier la date de diagnostic posée suite à une mammographie de dépistage anormale en combinant l'information provenant du SI-PQDCS, de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) et de MedÉcho. Un algorithme s'appliquera aux femmes avec un diagnostic « normal ou bénin » (faux positif) et l'autre aux femmes avec un diagnostic de cancer du sein (vrai positif). Un deuxième objectif est d'utiliser ces algorithmes pour mesurer les délais liés à l'investigation des femmes ainsi que certains indicateurs de performance définis dans le cadre de référence du PQDCS.

MÉTHODES

L'algorithme chez les femmes avec un diagnostic « normal ou bénin » a été basé uniquement sur le fichier de la RAMQ en se fondant sur la définition du diagnostic publiée par Santé Canada. La validité de cet algorithme a été jugée sur la base de la cohérence des résultats observés au Québec avec ceux des autres programmes de dépistage canadiens tels que publiés par Santé Canada. La validité de l'algorithme pour les femmes ayant eu un cancer du sein a été évaluée en comparant la date du diagnostic selon le rapport du clinicien du SI-PQDCS à celle estimée par l'algorithme, qui a été basé sur le fichier de la RAMQ et le fichier MedÉcho. Le développement de l'algorithme déterminant la date de l'acte diagnostique pour les femmes ayant eu un résultat normal ou bénin s'est appuyé sur les données des 27 092 femmes ayant eu un examen de dépistage anormal entre janvier 1999 et décembre 2000, tandis que l'algorithme déterminant la date de l'acte diagnostique pour les femmes ayant eu un cancer du sein a été construit à partir d'une cohorte de 20 697 femmes ayant passé leur mammographie de dépistage entre mai 1998, soit le début du programme, et décembre 1999.

APPLICATIONS

À l'aide de ces algorithmes, plusieurs indicateurs de performance peuvent être calculés. Par exemple, il est maintenant possible de calculer le délai entre la mammographie de dépistage anormale et le diagnostic. Ce délai peut être analysé séparément pour les femmes ayant eu un diagnostic normal ou bénin détecté uniquement par imagerie, pour celles ayant eu un diagnostic normal ou bénin découvert par ponction à l'aiguille fine ou par biopsie guidée, pour celles avec un diagnostic normal ou bénin ayant eu une biopsie chirurgicale au cours de l'investigation ou encore pour les femmes avec un diagnostic de cancer du sein. Il est également possible de décrire le profil des actes reçus en investigation, ou de calculer

d'autres indicateurs de performance comme le taux de biopsie ouverte bénigne ou le ratio bénin : malin à la biopsie ouverte.

CONCLUSIONS

Grâce à l'utilisation combinée des fichiers du SI-PQDCS, de la RAMQ et de MedÉcho, il est possible d'estimer la date de diagnostic pour les femmes avec mammographie anormale. L'estimé de la date de diagnostic des femmes ayant eu un diagnostic de cancer a été validé. L'estimé de la date de diagnostic pour les femmes ayant eu une anomalie bénigne donne des résultats cohérents quant aux délais entre la mammographie de dépistage et le diagnostic, mais la validité de cet estimé devra éventuellement être évaluée. Le profil d'investigation des femmes peut être déterminé à partir de ces dates de diagnostic. Il est déterminé uniquement à partir du fichier de la RAMQ. Il existe cependant des incertitudes sur l'exhaustivité de quelques actes à la RAMQ, entre autres, par rapport aux actes non couverts en clinique privée tels que l'échographie ou par rapport à un mode de rémunération des médecins (rémunération mixte). Afin de palier à ce manque d'exhaustivité concernant quelques actes de la RAMQ, l'ajout du rapport de confirmation diagnostique du SI-PQDCS pourrait être considéré. Toutefois, il faudra d'abord vérifier l'exhaustivité et la validité des données du rapport de confirmation diagnostique. En conclusion, ayant les estimés des dates de diagnostic, il est possible de mesurer les indicateurs de performance du PQDCS qui s'y rapporte et de comparer la performance du programme québécois aux cibles définies dans le cadre de référence du PQDCS et aux résultats des autres programmes de dépistage du cancer du sein.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	V
LISTE DES FIGURES.....	V
1. PROBLÉMATIQUE.....	1
2. OBJECTIFS	3
3. BASES DE DONNÉES	5
4. DÉVELOPPEMENT DES ALGORITHMES	9
4.1. DIAGNOSTIC NORMAL OU BÉNIN	9
4.1.1. Fondements.....	9
4.1.2. Algorithme pour les femmes ayant eu un diagnostic normal ou bénin	11
4.1.3. Validation	12
4.2. DIAGNOSTIC DE CANCER DU SEIN	14
4.2.1. Fondements.....	14
4.2.2. Algorithme pour les femmes ayant eu un diagnostic de cancer du sein.....	15
4.2.3. Validation	17
5. PROFIL D'INVESTIGATION ET INDICATEURS DE PERFORMANCE	21
5.1. DATE DE DIAGNOSTIC	21
5.2. DÉLAIS.....	22
5.3. PROFIL DES ACTES D'INVESTIGATION.....	25
5.4. TAUX DE BIOPSIE OUVERTE OU PAR FORAGE BÉNIGNE	27
6. DISCUSSION	29
7. CONCLUSION	31
8. BIBLIOGRAPHIE.....	33
ANNEXE 1 LISTE DE CODES D'ACTE.....	35

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 :	Proportion des femmes ayant de l'information saisie suite à une mammographie de dépistage anormale passée en 2002 selon différentes bases de données.....	7
Tableau 2 :	Exemples de l'algorithme déterminant l'acte diagnostique pour les femmes avec résultat normal ou bénin.....	12
Tableau 3 :	Comparaison du délai entre la mammographie de dépistage et le diagnostic pour les femmes ayant eu un résultat bénin ou normal, 1999-2000.....	14
Tableau 4 :	Exemple de détermination de l'acte diagnostique pour les femmes ayant eu un diagnostic de cancer du sein	17
Tableau 5 :	Disponibilité d'un estimé de la date de l'acte diagnostique de cancer grâce au fichier de la RAMQ et au fichier MedÉcho	18
Tableau 6 :	Distribution de la différence entre la date de diagnostic provenant du rapport du clinicien et celle déterminée par l'algorithme sur les fichiers de la RAMQ et MedÉcho	18
Tableau 7 :	Délai entre la date de diagnostic de cancer et la mammographie de dépistage anormale selon le rapport du clinicien et l'algorithme, PQDCS 1998-99.....	19
Tableau 8 :	Délai médian selon le diagnostic et le type d'acte en investigation	23
Tableau 9 :	Délais des femmes du PQDCS, 2000 et 2001, selon les cibles canadiennes	25
Tableau 10 :	Profil des actes d'investigation	26
Tableau 11 :	Indicateurs de performance reliés aux actes effractifs	28

LISTE DES FIGURES

Figure 1 :	Proportion de femmes ayant reçu au moins un acte d'imagerie.....	10
Figure 2 :	Délai entre la mammographie de dépistage anormale et le diagnostic (1999-2000)	13
Figure 3 :	Délai entre la mammographie de dépistage anormale et le diagnostic chez les femmes ayant eu une biopsie ouverte bénigne, PQDCS 2000-2001.....	24
Figure 4 :	Types d'intervention diagnostique à la suite d'une mammographie de dépistage initiale ou subséquente anormale, PQDCS 2000 et 2001 (N = 35 507).....	27

1. PROBLÉMATIQUE

Dans le cadre du *Programme québécois de dépistage du cancer du sein* (PQDCS), toutes les femmes âgées entre 50 et 69 ans sont invitées à passer une mammographie de dépistage biennale. Entre 1998 et 2001, environ 11 % des participantes au programme ont eu une mammographie anormale et ont été référées pour investigation. Ce taux de référence varie de 11,7 % chez les femmes avec mammographie de dépistage initiale à 8,1 % chez les femmes avec mammographie de dépistage subséquente.

L'un des aspects pour évaluer la performance des programmes organisés de dépistage du cancer du sein est de décrire le profil d'investigation suivant une mammographie de dépistage anormale. Le profil d'investigation comprend tous les actes réalisés entre la mammographie de dépistage anormale et l'acte diagnostique inclusivement ainsi que les délais qui y sont reliés. L'acte diagnostique correspond à la première procédure médicale permettant de conclure soit en la présence d'une tumeur maligne (vrai positif à la mammographie de dépistage), soit en la présence d'une image de composition ou d'une anomalie bénigne (faux positif à la mammographie de dépistage).

L'anxiété des femmes (1) et le coût des interventions complémentaires d'investigation (2) qu'impliquent les mammographies de dépistage anormales, surtout lorsqu'il s'agit de faux positifs, représentent des effets indésirables importants du dépistage. Pour limiter la morbidité chez les femmes et minimiser les coûts du programme, le délai entre la mammographie de dépistage anormale et l'obtention du diagnostic doit être court tandis que le nombre et le caractère invasif des actes effectués pour poser un diagnostic doivent être minimaux.

Dans le cadre du PQDCS, la principale difficulté pour identifier la date de l'acte diagnostique et décrire le profil d'investigation provient du fait que, suite à leur mammographie de dépistage anormale, les femmes peuvent être suivies dans des centres non désignés par le programme et n'avoir aucune donnée d'investigation saisie dans le système d'information du PQDCS (SI-PQDCS). De plus, même si les femmes sont investiguées dans des établissements désignés, l'incertitude quant à la comparabilité des données entre les établissements ainsi que la quantité de données manquantes au SI-PQDCS est grande, surtout pour les premières années du programme. En effet, la mise en place d'un système d'information engendre nécessairement des difficultés autant au niveau de la compréhension de certaines variables que dans la validation des données saisies. Ces difficultés peuvent être dues à la charge de travail supplémentaire, à l'adaptation au logiciel ainsi qu'au roulement de personnel. De plus, le SI-PQDCS a dû s'adapter aux changements dans la façon de faire du programme. Par exemple, au début du programme, les centres de dépistage désignés (CDD) n'avaient pas l'autorisation de procéder à des actes d'investigation suite à une mammographie anormale. Donc, si une femme décidait de retourner à son CDD pour avoir des examens complémentaires, il leur était impossible de saisir cette information au SI-PQDCS. Le programme a changé de stratégie et les CDD en clinique privée ont maintenant l'opportunité de saisir l'information relative à l'investigation avec le logiciel MEDIREF, qui a été implanté progressivement depuis octobre 2003.

Tant que les données obtenues pour le SI-PQDCS demeureront incomplètes, il faudra utiliser une méthode parallèle à ce système d'information. Il est donc essentiel de trouver une approche qui ne se limite pas aux données du SI-PQDCS, afin d'identifier la date de diagnostic et de décrire le profil d'investigation pour l'ensemble des femmes ayant eu une mammographie de dépistage anormale.

2. OBJECTIFS

1. Développer et valider un algorithme permettant d'identifier la date de diagnostic pour les femmes qui ont eu une mammographie de dépistage anormale et dont aucune présence de cancer du sein n'a été identifiée au cours de la première année suivant la mammographie de dépistage (faux positif).
2. Développer et valider un algorithme permettant d'identifier la date de diagnostic pour les femmes qui ont eu une mammographie de dépistage anormale et dont la présence d'un cancer du sein a été identifiée au cours de la première année suivant la mammographie de dépistage (vrai positif).
3. Développer les méthodes pour décrire le profil d'investigation des femmes qui ont eu une mammographie de dépistage anormale et pour mesurer les indicateurs de performance proposés par le cadre de référence du PQDCS.

3. BASES DE DONNÉES

Le PQDCS a mis en place, dans l'ensemble des CDD, un logiciel permettant de saisir les données se rapportant à la mammographie de dépistage. Les informations recueillies par le rapport de dépistage (AH-508) du SI-PQDCS permettent de constituer une base de données essentielle pour nos analyses. Elle contient de l'information sur les caractéristiques des femmes, les symptômes à la mammographie de dépistage et permet de déterminer la cohorte de femmes ayant obtenu une mammographie de dépistage anormale; cette cohorte est le point de départ de nos analyses sur le profil d'investigation. Cette base de données est la seule à l'intérieure du SI-PQDCS regroupant toutes les femmes participantes au PQDCS.

Les centres de référence pour investigation désignés (CRID) possèdent également un logiciel permettant de saisir l'information concernant l'investigation de la femme suite à une mammographie de dépistage anormale. Le SI-PQDCS dispose de quatre bases de données contenant de l'information sur le diagnostic. Ces bases de données sont issues du rapport de confirmation diagnostique (AH-509), du rapport de cytopathologie (AH-510), du rapport de pathologie (AH-511) ainsi que du rapport détaillé du clinicien (AH-512).

La base de données issue du rapport de confirmation diagnostique n'est pas saisie pour toutes les femmes avec mammographie anormale (complété à 83,4 % en 2002). D'une part, ce formulaire n'est pas toujours complété lorsque les femmes sont investiguées dans les établissements désignés du PQDCS et ne l'est pas lorsque les femmes sont investiguées en dehors de ces établissements. D'autre part, lorsque le formulaire est complété, la comparabilité et la validité de données cruciales, telle la date de confirmation diagnostique, sont incertaines. Cette incertitude est particulièrement grande concernant les années de démarrage du PQDCS. Le rapport de confirmation diagnostique pourra devenir une base de données exceptionnelle, lorsque la démonstration sera faite, pour que les données de ce rapport soient comparables, exhaustives et valides dans l'ensemble des établissements et des régions du Québec. Pour faire cette démonstration, des travaux devront être effectués. Cependant, pour le moment, il apparaît difficile de se satisfaire de cette source d'information pour déterminer la date de diagnostic ou pour décrire le profil d'investigation de l'ensemble des femmes.

La base de données issue du rapport de cytopathologie permet de récolter l'information sur les ponctions à l'aiguille fine. Toutefois, cette base de données n'a pas été utilisée pour nos analyses, car sa validité et son exhaustivité n'ont pas été évaluées.

La base de données issue du rapport de pathologie permet d'obtenir la caractérisation des tumeurs ainsi que la date des prélèvements histopathologiques. Encore en 2002, le rapport de pathologie n'avait été complété que pour 57,0 % des femmes avec diagnostic de cancer du sein. De plus, même si un rapport de pathologie est disponible dans le SI-PQDCS, il est possible que ce rapport ne contienne pas toute l'information relative à la pathologie obtenue dans le cadre de l'investigation. Par exemple, une biopsie positive peut avoir été obtenue dans un établissement non désigné avant que la femme ne soit référée pour traitement dans un établissement désigné par le PQDCS. Seules les données de pathologie obtenues lors du

traitement seraient alors disponibles dans le SI-PQDCS. En ce qui concerne la date de diagnostic, le rapport de pathologie, s'il était exhaustif et valide, fournirait des données similaires à celles du rapport détaillé du clinicien. En comparant ces deux bases de données, nous observons que les dates de diagnostic respectives sont identiques dans 86,5 % des cas. Cependant, la date de diagnostic du rapport de pathologie est postérieure à celle du rapport du clinicien dans près de 13 % des cas. Cet écart varie entre 3 et 107 jours avec une moyenne de 31 jours. Donc, l'utilisation de cette source de données aurait comme conséquence de créer un biais en allongeant les délais. Pour toutes ces raisons, même si le rapport de pathologie deviendra éventuellement crucial pour l'évaluation du PQDCS, il nous est apparu préférable pour le moment de ne pas retenir ce rapport pour l'élaboration de nos algorithmes.

Le rapport détaillé du clinicien du SI-PQDCS, complété dans les cas de cancer, contient la date de la première biopsie positive correspondant à la date réelle du diagnostic du cancer du sein. Ce rapport est normalement complété en présence de l'ensemble du dossier d'investigation et contient donc l'information la plus valide quant à la date de diagnostic. Cette date est utilisée dans notre algorithme. Par contre, ce rapport n'est disponible que pour une minorité de femmes ayant eu un cancer du sein (32,8 % en 2002).

La proportion des femmes ayant eu un cancer du sein pour lesquelles les données de pathologie et le rapport du clinicien sont disponibles dans le SI-PQDCS a augmenté depuis le début du programme, mais demeure relativement faible. La rémunération des médecins pour compléter ces formulaires a été mise en place en avril 2000. Cette mesure a permis de rehausser la proportion de cas saisis mais ne semble pas suffisante pour obtenir des résultats satisfaisants.

Par ailleurs, le fichier MedÉcho fournit, pour toutes les femmes avec cancer du sein ayant eu une hospitalisation ou une chirurgie d'un jour, une date de sortie d'hôpital pour une première déclaration de la maladie. Comme il s'agit de la date de sortie d'hôpital, la date inscrite dans le fichier MedÉcho représente une date maximale pour l'obtention du diagnostic de cancer, bien que celle-ci ne corresponde pas exactement à la date de diagnostic de cancer.

Le fichier de facturation des actes médicaux de la Régie d'assurance maladie du Québec (RAMQ) fournit, pour les femmes dépistées dans le cadre du PQDCS, tous les actes rémunérés par le système public de santé reliés au profil d'investigation suite à la mammographie de dépistage, incluant les actes servant à obtenir la confirmation histopathologique de cancer du sein. Ce fichier inclut la date de facturation de l'acte et le numéro d'établissement où a eu lieu l'intervention mais ne mentionne pas le diagnostic. Pour les fins de cette analyse, les actes inscrits au fichier de la RAMQ ont été regroupés en cinq grandes catégories : les actes d'imagerie (mammographie diagnostique, échographie et autres investigations radiologiques), de ponction à l'aiguille fine, de biopsie par forage (trocart, mammotome, ABBI), de biopsie chirurgicale (biopsie ouverte) et de chirurgie de traitement associé au cancer du sein (annexe 1). Le terme acte « effractif » est utilisé pour regrouper les actes de ponction à l'aiguille fine, de biopsie par forage et de biopsie chirurgicale.

Il est important de mentionner que les données issues de la RAMQ et de MedÉcho sont obtenues après avoir effectué une demande à la Commission d'accès à l'information. De plus, les données utilisées dans le SI-PQDCS concernent uniquement les femmes ayant consenti par écrit à participer au PQDCS.

Le tableau 1 montre la proportion des femmes dont l'information a été saisie à l'intérieur de différentes bases de données. Cette proportion est présentée selon le diagnostic de l'investigation (normal/bénin ou cancer du sein) pour les femmes ayant eu une mammographie de dépistage anormale en 2002.

Tableau 1 : Proportion des femmes ayant de l'information saisie suite à une mammographie de dépistage anormale passée en 2002 selon différentes bases de données

Base de données	Bénin/normal (%)	Cancer (%)	Tous (%)
SI-PQDCS			
Rapport de confirmation diagnostique ¹	83,6	79,0	83,4
Rapport de cytopathologie ²	-	-	53,7
Rapport de pathologie ³	59,5	57,0	58,8
Rapport détaillé du clinicien ⁴	-	32,8	-
RAMQ ¹	91,1	99,9	91,7
MedEcho ⁴	-	96,5	-

- 1 Le dénominateur est le nombre de femmes ayant eu une mammographie de dépistage anormale selon le rapport de dépistage du SI-PQDCS.
- 2 Le dénominateur est le nombre de femmes ayant eu un acte de ponction à l'aiguille fine lors de son investigation selon le rapport de confirmation diagnostique.
- 3 Le dénominateur est le nombre de femmes ayant eu un acte de biopsie ou de biopsie ouverte lors de son investigation selon le fichier de la RAMQ.
- 4 Le dénominateur est le nombre de femmes ayant eu un diagnostic de cancer du sein au cours de l'année suivant sa mammographie de dépistage.

4. DÉVELOPPEMENT DES ALGORITHMES

Les méthodes pour déterminer le diagnostic final (normal/bénin ou malin) suite à une mammographie anormale ont déjà été développées, validées et décrites (3). Le présent travail vise à estimer la date à laquelle ce diagnostic a été obtenu.

La création de deux algorithmes pour obtenir la date de diagnostic posée suite à une mammographie anormale s'est inspirée des définitions décrites dans le rapport de Santé Canada « Attente d'un diagnostic après le dépistage d'une anomalie au sein au Canada » (4). Ces définitions ont été développées dans le cadre d'une analyse de la Base de Données Canadienne sur le Dépistage du Cancer du Sein (BDCDCS). La BDCDCS fournit des données sur les délais au diagnostic suivant une mammographie anormale dans différents programmes canadiens de dépistage du cancer du sein.

Dans le rapport canadien (4), la date du diagnostic correspond à la date du premier diagnostic pathologique ou cytologique de cancer ou à la date de la dernière biopsie présentant des résultats bénins, ou encore à la date de la dernière recommandation de retourner au dépistage usuel ou de revenir pour un suivi plus précoce.

Au Québec, pour qu'un cancer soit relié au dépistage, c'est-à-dire qu'il soit inclus dans le taux de détection, il doit survenir dans l'année suivant la mammographie de dépistage anormale (3). Pour cette raison, la période maximale considérée comme faisant partie de la première investigation est de un an, et ce autant pour les femmes ayant eu un résultat normal ou bénin que pour celles avec un cancer du sein.

4.1. DIAGNOSTIC NORMAL OU BÉNIN

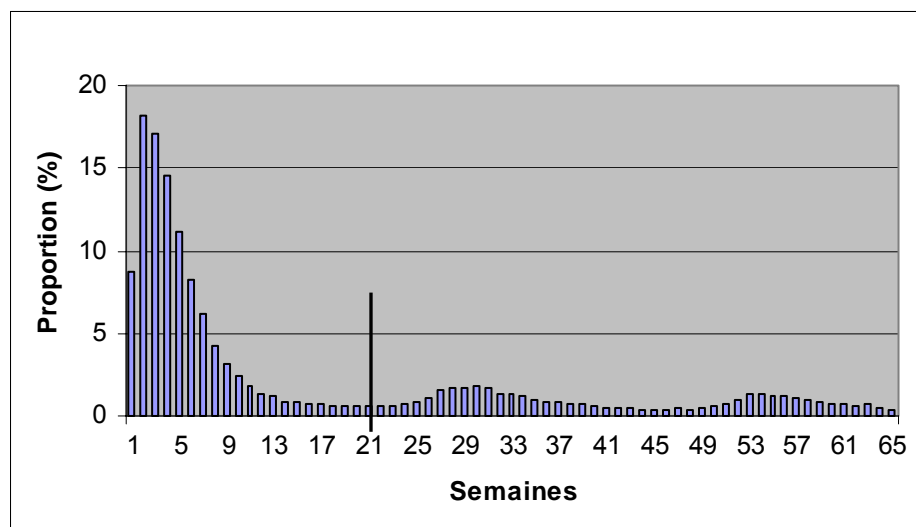
Comme mentionné précédemment, le SI-PQDCS a un problème d'exhaustivité concernant la date du diagnostic pour les femmes ayant eu un résultat normal ou bénin suite à une mammographie de dépistage anormale. Donc, un algorithme déterminant la date de l'acte diagnostique permettant de conclure à un diagnostic normal ou bénin a été élaboré à partir du fichier de la RAMQ.

4.1.1. Fondements

Parmi les définitions utilisées dans le rapport canadien (4), il est essentiel d'expliquer que pour éviter un prolongement indu concernant le délai diagnostique, les auteurs de ce rapport ont considéré que les actes d'imagerie réalisés à 22 semaines ou plus après la mammographie de dépistage anormale étaient considérés comme des imageries de rappel précoce. Cette décision a pour but de séparer l'investigation initiale menant à un diagnostic suite à la mammographie de dépistage de celle utilisée dans un but préventif. La figure 1 est basée sur la cohorte de femmes ayant passé une mammographie de dépistage dans le cadre du PQDCS entre janvier 1999 et décembre 2000. Elle montre la proportion de femmes qui ont au moins un acte d'imagerie au cours des semaines qui ont suivi la mammographie anormale. La censure effectuée à 22 semaines dans le rapport de Santé Canada précède,

sur la figure 1, la première hausse de cette proportion attribuable aux actes d'imagerie dits de rappel précoce. La figure 1 suggère donc qu'au Québec comme au Canada, la censure à 22 semaines permet de séparer l'imagerie d'investigation initiale de celle de l'imagerie de rappel précoce.

Figure 1 : Proportion de femmes ayant reçu au moins un acte d'imagerie



Dans le document de Santé Canada (4), la date du diagnostic correspond à la date de la dernière biopsie présentant des résultats bénins ou à la date de la dernière recommandation de revenir pour un suivi en rappel précoce « early recall » ou de retourner au dépistage usuel. Lorsqu'il y a plus d'une biopsie (incluant toutes les biopsies par forage et les biopsies chirurgicales), il est logique de penser que les premières biopsies devaient avoir été non concluantes et que le diagnostic de bénignité a été confirmé lors de la dernière biopsie effectuée. Toujours dans le rapport de Santé Canada, les biopsies ayant eu lieu dans l'année suivant la mammographie ont été considérées, même celles effectuées après un délai de 22 semaines, sauf si elles étaient précédées d'une imagerie de rappel.

Les mêmes règles s'appliquent au Québec. Pour les femmes n'ayant subi que des examens d'imagerie suite à une mammographie anormale, c'est la dernière imagerie à l'intérieur des 22 premières semaines qui est identifiée comme acte diagnostique. Pour les femmes ayant eu au moins une biopsie, la définition de l'acte diagnostique est identique à celle du rapport de Santé Canada. Donc, toutes les biopsies réalisées dans l'année suivant la mammographie de dépistage ont été considérées comme faisant partie de l'investigation, sauf si elles étaient précédées d'une imagerie de rappel précoce.

La ponction à l'aiguille fine n'est pas discutée dans le rapport de Santé Canada. Pour les femmes de notre programme qui n'ont eu que des ponctions cytologiques avec ou sans imagerie, seules les ponctions faites dans les 22 premières semaines sont considérées. Les ponctions cytologiques faites 22 semaines ou plus après la mammographie de dépistage sont considérées comme des ponctions cytologiques faites lors d'un rappel précoce. Cette

décision a été prise après avoir observé que plusieurs femmes semblaient être suivies sur une longue période, uniquement avec des actes de ponction à l'aiguille fine.

Dans l'analyse de Santé Canada, les chercheurs ont tenu compte des visites médicales dans le calcul du délai au diagnostic. Au Québec, ces visites n'ont pas été considérées en raison de la difficulté de relier ces visites à la mammographie de dépistage sur la base des informations fournies par les données de la RAMQ.

4.1.2. Algorithme pour les femmes ayant eu un diagnostic normal ou bénin

En se basant sur les actes inscrits au fichier de la RAMQ, la date de l'acte diagnostique concluant chez les femmes ayant obtenu un résultat normal ou bénin correspond :

- à la date de la dernière biopsie par forage ou biopsie chirurgicale, s'il n'y a pas eu d'acte d'imagerie de rappel (supérieur à 22 semaines) précédant la biopsie;

SINON

- à la date de la dernière ponction à l'aiguille fine survenue à l'intérieur d'un délai de 22 semaines suivant la mammographie de dépistage;

SINON

- à la date du dernier acte d'imagerie survenu à l'intérieur d'un délai de 22 semaines suivant la mammographie de dépistage.

Selon cet algorithme, les femmes avec un diagnostic normal ou bénin auront une date de diagnostic si elles ont au moins un acte d'imagerie ou au moins une ponction cytologique dans les 22 premières semaines suivant la mammographie de dépistage anormale ou encore si elles ont eu au moins une biopsie dans l'année suivant cette mammographie (à moins que cette biopsie aie été précédée d'une imagerie de rappel précoce). Celles ne répondant pas à ces critères sont considérées comme n'ayant eu aucune investigation initiale.

Le tableau 2 présente quelques exemples du fonctionnement de cet algorithme. Les colonnes « acte 1 » à « acte 8 » représentent chacune des actes inscrits au fichier de la RAMQ. Le nombre inscrit dans la colonne « Délai au diagnostic » représente le délai (en jours) entre la mammographie de dépistage anormale et le diagnostic déterminé par l'algorithme, tandis que les nombres inscrits dans les autres colonnes représentent le délai entre la mammographie de dépistage anormale et l'un des actes identifiés dans la légende. Un acte d'imagerie de rappel, en caractère gras, correspond à un acte d'imagerie survenu après 153 jours (22 semaines) suivant la mammographie de dépistage. Les actes d'imagerie réalisés la même journée qu'une biopsie ne sont pas considérés comme faisant partie de l'investigation.

La première femme présentée au tableau 2 n'a eu aucune investigation initiale. Le premier acte inscrit à la RAMQ est une imagerie de rappel à 243 jours. Cette femme n'a donc pas de date de diagnostic. La deuxième femme a une imagerie à 28 jours puis à 161 jours; elle subit donc une biopsie chirurgicale. La date de cette biopsie chirurgicale est retenue comme la date du diagnostic. La troisième femme a aussi une imagerie rapidement après son examen de dépistage puis une biopsie par forage à 275 jours après le dépistage. Par contre, cette biopsie par forage a été précédée par une imagerie de rappel survenue au 255^e jour. Pour cette femme, la date de l'imagerie à 10 jours de la mammographie de dépistage est considérée comme la date de diagnostic qui a été suivie par un rappel précoce à six mois. La quatrième femme a des actes d'imagerie mais aussi plusieurs ponctions cytologiques et aucune biopsie. Selon l'algorithme, seules les ponctions cytologiques faites dans les 22 premières semaines après la mammographie de dépistage sont retenues. Pour cette femme, la ponction cytologique faite 14 jours après la mammographie de dépistage est identifiée comme étant le diagnostic.

Tableau 2 : Exemples de l'algorithme déterminant l'acte diagnostique pour les femmes avec résultat normal ou bénin

Ex.	Délai au diagnostic (jours)	Acte 1	Acte 2	Acte 3	Acte 4	Acte 5	Acte 6	Acte 7	Acte 8
1	.	I 243	I 259	B 266	I 412
2	161	I 28	I 161	B 161	BO 161
3	10	I 10	I 255	B 275	I 367	I 552	.	.	.
4	14	I 11	I 11	P 14	P 200	P 200	.	.	.
5	20	I 20	I 180	I 253	I 257	I 265	.	.	.
6	107	P 30	I 107	P 107	P 247
7	158	I 20	B 27	I 96	B 122	B 158	I 235	B 237	BO 237

I : imagerie; P : ponction à l'aiguille fine; B : biopsie par forage; BO : biopsie ouverte

4.1.3. Validation

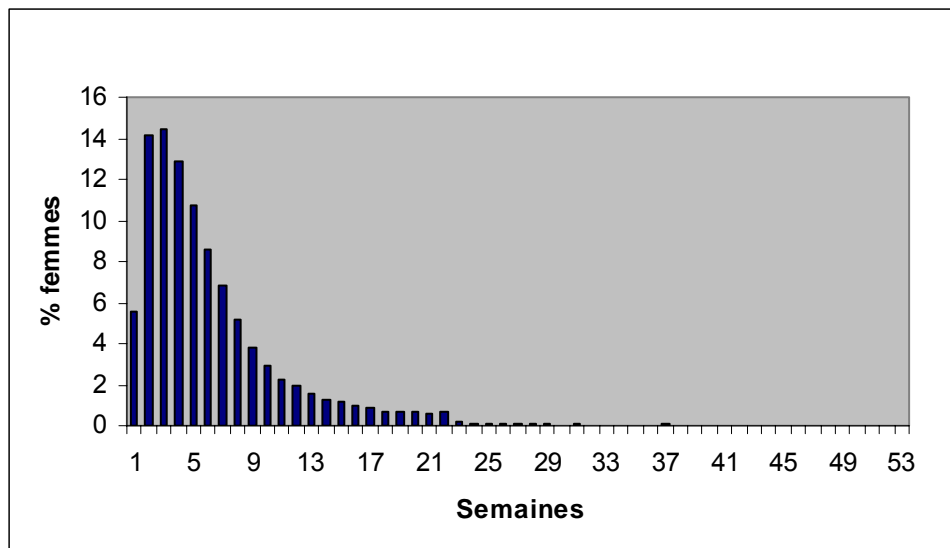
La validation directe de l'algorithme déterminant la date de l'acte diagnostique pour les femmes ayant eu un résultat normal ou bénin consisterait en la comparaison de l'estimé de la date de diagnostic obtenue par l'algorithme avec la date réelle du diagnostic au moins pour un échantillon de femmes. Cependant, aucune base de données au Québec, incluant le SI-PQDCS, ne contient l'information sur la date du diagnostic normal ou bénin, du moins pour les premières années du programme. La base de données issue du rapport de confirmation diagnostique pourrait éventuellement fournir un tel estimé mais les incertitudes sur l'exhaustivité et la validité des données reliées principalement au début du programme incitent encore à la prudence. En l'absence de renseignements sur la date réelle à laquelle le diagnostic normal ou bénin a été posé, même pour un petit nombre de femmes, il a été

impossible de procéder à une validation directe de l'algorithme. Par conséquent, la validité de l'algorithme a été évaluée de façon indirecte en comparant les délais au diagnostic obtenus avec l'algorithme aux délais estimés dans le rapport de Santé Canada. Cette comparaison permet de constater que l'algorithme semble cohérent, sans toutefois pouvoir justifier sa validité.

Une cohorte de 27 092 femmes ayant eu une mammographie de dépistage anormale, réalisée entre janvier 1999 et décembre 2000 et ayant eu un résultat normal ou bénin suite à l'investigation complémentaire, a été utilisée pour examiner la validité de l'algorithme déterminant la date de l'acte diagnostique pour les femmes avec un résultat normal ou bénin.

Étant donné que la distribution du délai dans le temps est asymétrique (figure 2), la médiane a été retenue comme mesure de tendance centrale. En effet, dans un tel cas, l'utilisation de la médiane est parfois préférable à celle de la moyenne, cette dernière étant sensible aux valeurs extrêmes.

Figure 2 : Délai entre la mammographie de dépistage anormale et le diagnostic (1999-2000)



Le tableau 3 présente la comparaison entre les résultats du Québec comparés à ceux des autres provinces canadiennes pour les années 1999-2000. Le délai médian pour l'obtention d'un diagnostic est présenté pour trois types d'investigation : par imagerie seulement, par ponction à l'aiguille fine ou biopsie par forage et par biopsie ouverte. D'après les données canadiennes, le délai médian entre la mammographie de dépistage anormale et le diagnostic varie substantiellement d'un type d'investigation à l'autre. L'algorithme donne des résultats fort similaires pour le Québec. Par contre, pour chaque type d'investigation, le délai médian québécois obtenu par l'algorithme est un peu plus long que le délai médian rapporté pour le reste du Canada. La différence relative entre ces médianes est de 13 %, 21 % et 19 % pour une investigation par imagerie seulement, par ponction ou biopsie par forage et par biopsie

ouverte respectivement. La différence observée par type d'investigation pourrait être attribuable à une tendance de l'algorithme à surestimer le délai au diagnostic mais elle pourrait aussi être attribuable à des délais réellement plus longs au Québec.

La comparaison du tableau 3 suggère que l'algorithme présente une assez bonne validité parce qu'il permet de très bien mettre en évidence la variation du délai avec le type d'investigation. L'algorithme devrait également permettre d'observer les variations dans les délais d'une région à l'autre du Québec ou d'un établissement à l'autre. Cependant, étant donné que l'algorithme n'a pas été validé, les comparaisons avec le reste du Canada et avec d'autres programmes de dépistage devraient donc être faites avec prudence.

Tableau 3 : Comparaison du délai entre la mammographie de dépistage et le diagnostic pour les femmes ayant eu un résultat bénin ou normal, 1999-2000

Type d'investigation	Canada (sans Québec)		Québec	
	Médiane (semaines)	N	Médiane (semaines)	N
Imagerie seulement	3,0	11 440	3,4	21 653
Ponction à l'aiguille fine ou biopsie par forage	5,7	1 202	6,9	4 439
Biopsie ouverte	9,3	1 049	11,1	1 000

4.2. DIAGNOSTIC DE CANCER DU SEIN

Le rapport du clinicien du SI-PQDCS fournit une date de diagnostic qui devrait être valide pour les femmes ayant eu un cancer du sein. Cependant, tel que mentionné précédemment, le rapport du clinicien n'est disponible que pour une minorité des cas de cancers diagnostiqués dans le cadre du PQDCS (32,8 % en 2002). Donc, le développement d'un algorithme déterminant la date du diagnostic pour les femmes avec un cancer du sein à partir d'autres sources est nécessaire pour effectuer l'évaluation des délais et du profil des actes d'investigation.

4.2.1. Fondements

Le rapport de Santé Canada (4) mentionne que la date du diagnostic correspond à la date du premier diagnostic pathologique ou cytologique de cancer. Le rapport détaillé du clinicien du SI-PQDCS possède cette date de première biopsie positive. Par conséquent, les femmes ayant un rapport du clinicien saisi au SI-PQDCS ont comme date de diagnostic la date de première biopsie positive incluant l'aspiration à l'aiguille fine inscrite par le clinicien.

Pour les autres femmes, la date de diagnostic sera déterminée selon un algorithme créé à partir du fichier des actes de la RAMQ et du fichier MedÉcho. Le fichier MedÉcho permet d'identifier l'hospitalisation ou la chirurgie d'un jour suivant la mammographie de dépistage anormale correspondant à la première mention d'un diagnostic de cancer du sein. La date de sortie de la première hospitalisation ou la date de la première chirurgie d'un jour

correspondent à une date maximale de diagnostic. En effet, la date réelle du diagnostic de cancer doit logiquement précéder la date de sortie (ou être la même date pour la chirurgie d'un jour). Ces dates de sortie d'hospitalisation et de chirurgie d'un jour peuvent servir comme alternative s'il n'est pas possible par le fichier de la RAMQ de déterminer une date de diagnostic plus précoce.

Le fichier des actes de la RAMQ permet de documenter pratiquement tous les actes d'investigation, sauf certains examens d'imagerie tels que l'échographie ou la résonance magnétique faits en clinique privée ainsi que les examens cliniques des seins qui sont codés sous forme de visites médicales et ne peuvent donc être reliés directement à l'investigation d'une anomalie aux seins. Il se peut également que certains actes soient inclus dans le tarif de base des médecins payés par rémunération mixte et ne soient donc pas facturés à la RAMQ. De plus, ce fichier ne permet pas de documenter le résultat de l'investigation. Un diagnostic de cancer doit obligatoirement être confirmé par cytologie ou préférablement par histopathologie. On peut donc en déduire les scénarios possibles suivants. Si, lors de l'investigation, une femme passe directement de l'imagerie à un traitement chirurgical, telle une mastectomie totale, c'est la pathologie effectuée sur la pièce chirurgicale qui devrait avoir permis de confirmer la présence d'un cancer du sein. Toutefois, de telles situations sont rares. Dans la majorité des cas, le diagnostic de cancer s'effectue lors d'une biopsie (par forage ou ouverte). Si aucune biopsie n'a été pratiquée, alors la première ponction à l'aiguille fine pourrait avoir servi d'acte diagnostique.

4.2.2. Algorithme pour les femmes ayant eu un diagnostic de cancer du sein

La date du diagnostic chez les femmes avec diagnostic de cancer du sein survenu dans la première année suivant la mammographie anormale correspond :

- à la date de la première biopsie positive inscrite dans le rapport détaillé du clinicien au SI-PQDCS.

En l'absence de cette date, elle correspond :

- à la date la plus précoce entre la date issue du fichier de la RAMQ et celle issue du fichier MedÉcho, lesquelles sont déterminées comme suit :
 - La date issue du fichier de la RAMQ correspond :
 - à la date du premier acte de traitement chirurgical associé au cancer du sein si aucun acte effractif (ponction à l'aiguille fine, biopsie par forage ou biopsie ouverte) n'est survenu avant le traitement;

SINON

- à la date de la première biopsie par forage ou biopsie chirurgicale;

SINON

- à la date de la première ponction à l'aiguille fine.
- La date issue du fichier MedÉcho correspond :
 - à la date de sortie de l'hospitalisation ou de chirurgie d'un jour ayant conduit à une première déclaration de cancer du sein.

Le tableau 4 présente quelques exemples du fonctionnement de l'algorithme déterminant la date de diagnostic pour les femmes ayant eu un cancer du sein. Pour les deux premières femmes, le diagnostic pouvait être déterminé par le rapport du clinicien saisi au SI-PQDCS. Pour la première, l'algorithme a identifié une date de diagnostic ultérieure à celle du rapport du clinicien. L'acte diagnostique, selon le clinicien, est la ponction cytologique alors que l'algorithme a identifié la biopsie ouverte comme acte diagnostique. Pour la deuxième femme, la date du diagnostic déterminée par l'algorithme précède celle du rapport du clinicien. Selon le clinicien, le cancer du sein a été confirmé lors d'une deuxième biopsie ouverte alors que l'algorithme associe la confirmation du diagnostic de cancer à la première de ces biopsies ouvertes. La troisième femme a obtenu un diagnostic après un délai de 34 jours lors d'une biopsie ouverte alors que la quatrième a reçu son diagnostic après un délai de 34 jours suite à une ponction à l'aiguille fine. Finalement, la cinquième femme a eu un diagnostic 45 jours après la mammographie de dépistage lors d'un acte chirurgical de traitement. L'acte chirurgical de traitement a été choisi comme acte diagnostique parce qu'aucune biopsie ni ponction cytologique n'a été effectuée avant cette chirurgie.

Tableau 4 : Exemple de détermination de l'acte diagnostique pour les femmes ayant eu un diagnostic de cancer du sein

Ex.	Clin* (jours)	Algo** (jours)	acte 1	acte 2	acte 3	acte 4	acte 5	acte 6	acte 7
1	13	64	I 13	P 13	I 63	BO 64	T 64	.	.
2	59	25	I 23	B 25	BO 25	I 59	B 59	BO 59	C 143
3	.	34	I 25	B 34	B 34	BO 34	P 96	B 101	BO 101
4	.	34	I 27	I 27	I 34	P 34	T 73	C 111	.
5	.	45	T 45	C 76	C 147	B 257	.	.	.

I : imagerie; P : ponction à l'aiguille fine; B : biopsie par forage; BO : biopsie ouverte; T : traitement associé au cancer du sein; C : chimiothérapie

*Clin : Délai entre la mammographie de dépistage et le diagnostic de cancer déterminé par le rapport du clinicien saisi au SI-PQDCS.

**Algo : Délai entre la mammographie de dépistage et le diagnostic de cancer déterminé par l'algorithme.

4.2.3. Validation

La validité de l'algorithme déterminant la date du diagnostic de cancer a été évaluée en comparant la date inscrite au rapport détaillé du clinicien avec celle estimée par l'algorithme. Cette comparaison est faite grâce aux données d'une cohorte de 20 697 femmes ayant passé une mammographie de dépistage qui s'est avérée anormale entre mai 1998 (démarrage du PQDCS) et décembre 1999. Dans cette cohorte, 1 131 femmes ont eu un diagnostic de cancer du sein au cours de la première année suivant la mammographie de dépistage.

La partie de l'algorithme utilisant les actes facturés au fichier de la RAMQ a permis d'identifier un acte diagnostique de cancer pour 1 125 femmes (99,5 %), tandis que la partie basée sur le fichier MedÉcho a fourni une date de sortie d'une hospitalisation ou d'une chirurgie d'un jour reliée à un cancer du sein pour 1 074 de ces femmes (95,0 %) (tableau 5). Il reste six femmes (0,5 %) dont l'algorithme n'a pas été en mesure d'identifier la date du diagnostic. Ces six femmes ont dû être identifiées comme ayant un cancer uniquement à partir du rapport de pathologie ou de confirmation diagnostique, alors qu'aucune information se retrouve au fichier de la RAMQ, dans MedÉcho ou dans le rapport du clinicien. Parmi les 1 074 femmes ayant une date issue des deux fichiers, la date issue du fichier MedÉcho est antérieure à celle produite par le fichier de la RAMQ pour seulement quatre de ces femmes.

Tableau 5 : Disponibilité d'un estimé de la date de l'acte diagnostique de cancer grâce au fichier de la RAMQ et au fichier MedÉcho

		RAMQ		
		Oui	Non	
MedEcho	Oui	1 074	0	1 074
	Non	51	6	57
		1 125	6	1 131

Parmi les 1 125 femmes ayant eu un cancer du sein pour lesquelles l'algorithme fournit un estimé de la date de diagnostic, 350 femmes ont également une date de diagnostic provenant du rapport du clinicien.

La différence entre les deux dates de diagnostic est présentée au tableau 6. Près de 81,7 % des femmes ont une date de diagnostic identique ou à moins d'une journée d'écart, peu importe que ce soit l'algorithme ou le rapport du clinicien qui soit utilisé. Pour 7,7 % des femmes, la date de diagnostic issue de l'algorithme dépasse de plus d'une journée celle du rapport du clinicien. La date estimée par l'algorithme précède de plus d'une journée celle du rapport du clinicien pour 10,6 % des femmes (tableau 6). La différence moyenne entre les deux dates de diagnostic pour ces 350 femmes est de 0,6 jour.

Tableau 6 : Distribution de la différence entre la date de diagnostic provenant du rapport du clinicien et celle déterminée par l'algorithme sur les fichiers de la RAMQ et MedÉcho

Différence* (jours)	n	%
< -14	19	5,4
-8 à -14	5	1,4
-2 à -7	3	0,9
-1	3	0,9
0	264	75,4
1	19	5,4
2 à 7	13	3,7
8 à 14	9	2,6
> 14	15	4,3

* Différence = date selon le rapport du clinicien moins la date de diagnostic selon l'algorithme

Le tableau 7 compare les percentiles des délais calculés avec la date de diagnostic extraite du rapport du clinicien avec ceux de l'algorithme. Selon le rapport du clinicien, 50 % des femmes ont un délai entre la mammographie de dépistage et le diagnostic de 5,9 semaines ou moins. Ce délai correspond au délai médian (centile de 50 %). Le délai médian est identique lorsque l'on calcule ce délai avec la date de diagnostic estimée par l'algorithme. Cette similitude entre les centiles basés sur le rapport du clinicien et les centiles basés sur l'algorithme s'observe également pour les centiles plus extrêmes. La grande ressemblance de ces données est un résultat majeur prouvant la validité de l'algorithme.

Tableau 7 : Délai entre la date de diagnostic de cancer et la mammographie de dépistage anormale selon le rapport du clinicien et l'algorithme, PQDCS 1998-99

Centile	Rapport du clinicien	Algorithme
	n = 350	n = 350
	Semaines	Semaines
10 %	2,1	2,1
25 %	3,3	3,4
50 %	5,9	5,9
75 %	9,9	9,3
90 %	14,0	13,9

5. PROFIL D'INVESTIGATION ET INDICATEURS DE PERFORMANCE

L'objectif principal de cette section vise à présenter les indicateurs qui peuvent être mesurés grâce à l'estimation d'une date de diagnostic. L'accent est mis sur la description du profil d'investigation et la mesure des indicateurs de performance pour évaluer l'investigation suite à une mammographie de dépistage anormale tout en tenant compte des limites de l'approche proposée. Attention, le but n'est pas de présenter ou de discuter des résultats, mais seulement de montrer la forme qu'ils pourraient prendre.

Les analyses sont basées sur une cohorte de 35 504 femmes ayant eu une mammographie de dépistage anormale réalisée entre janvier 2000 et décembre 2001, soit 16 812 femmes qui ont passé leur mammographie de dépistage en 2000 et 18 692 femmes en 2001.

5.1. DATE DE DIAGNOSTIC

Une date de diagnostic peut être estimée pour la plupart des femmes en utilisant l'algorithme proposé. Toutefois, pour certaines femmes, la date de diagnostic ne peut être estimée lorsque aucun acte d'investigation n'est retrouvé dans la base de données de la RAMQ. Dans la cohorte 2000-2001, le fichier de la RAMQ ne contient aucun acte d'investigation suite à leur mammographie de dépistage anormale pour 2 997 femmes (8,4 %), soit 1 360 femmes (8,1 %) en 2000 et 1 637 femmes (8,8 %) en 2001. Il devient donc impossible pour ces femmes de leur attribuer une date de diagnostic. Il se peut que ces femmes n'aient pas passé d'examen complémentaire suite à leur mammographie de dépistage anormale, mais il est également possible qu'elles aient eu une échographie en clinique privée qui aurait permis de poser un diagnostic. Les échographies en clinique privée ne sont pas facturées à la RAMQ et ne peuvent donc être utilisées dans l'algorithme. Il pourrait également arriver que certains actes ne soient pas facturés à la RAMQ, soit par oubli (telle une relecture lors d'une visite) ou selon le mode de paiement (rémunération mixte). De plus, il est possible qu'une certaine proportion des femmes soit revenue directement en rappel précoce à six mois ou à un an. Les actes d'imagerie de rappel (> 22 semaines) ne sont pas considérés comme des actes d'investigation. Finalement, parmi les femmes sans acte d'investigation à la RAMQ, certaines ont pu avoir consulté leur médecin qui, suite à la consultation, a conclu à une anomalie bénigne ou de revenir à un rappel précoce. L'algorithme ne tient pas compte des visites médicales parce qu'elles ne peuvent pas facilement être reliées directement à l'investigation d'une anomalie au sein. Une femme peut voir son médecin pour plusieurs raisons autres que le suivi d'une mammographie anormale. La méthode développée ne permet donc pas de faire la distinction entre ces différentes situations. Une recherche plus approfondie pourrait apporter de l'information pertinente sur ce groupe de femmes.

5.2. DÉLAIS

Lorsque la date de diagnostic peut être déterminée, il est possible de calculer un délai au diagnostic correspondant à l'intervalle de temps entre la mammographie de dépistage et le diagnostic.

Le délai au diagnostic a deux composantes, soit le délai entre la mammographie de dépistage et la première procédure d'investigation et le délai entre la première procédure d'investigation et le diagnostic (tableau 8). La première procédure d'investigation est définie, dans un rapport canadien (4), comme étant le premier examen d'imagerie ou la première visite chez le médecin après le dépistage d'une anomalie. Comme mentionné précédemment, l'algorithme utilisé ne tient pas compte des visites médicales. De plus, dans certains cas, le premier acte d'investigation est un acte effractif telle une ponction cytologique ou une biopsie par forage. Par conséquent, selon l'approche proposée, la première procédure d'investigation correspond au premier acte relié au sein facturé au fichier de la RAMQ (les actes reliés au sein sont présentés à la section 3 et sont décrits dans l'annexe 1).

Il est important de comparer le délai en tenant compte du type d'acte effectué lors de l'investigation. Par exemple, les délais peuvent être analysés séparément pour les femmes ayant eu un diagnostic normal ou bénin détecté uniquement par imagerie, pour celles ayant eu un diagnostic normal ou bénin découvert par ponction à l'aiguille fine ou par biopsie guidée, pour celles avec un diagnostic normal ou bénin ayant eu une biopsie chirurgicale au cours de l'investigation, ou encore pour les femmes avec un diagnostic de cancer du sein (tableau 8). Ultérieurement, les délais seront analysés selon la région de production (la région où la mammographie a été faite), selon le type d'établissement fréquenté lors de l'investigation (centre de dépistage désigné (CDD) et/ou centre de référence pour investigation désigné (CRID) et/ou établissements hors programme), ou encore selon certaines caractéristiques des femmes ou d'organisation des services.

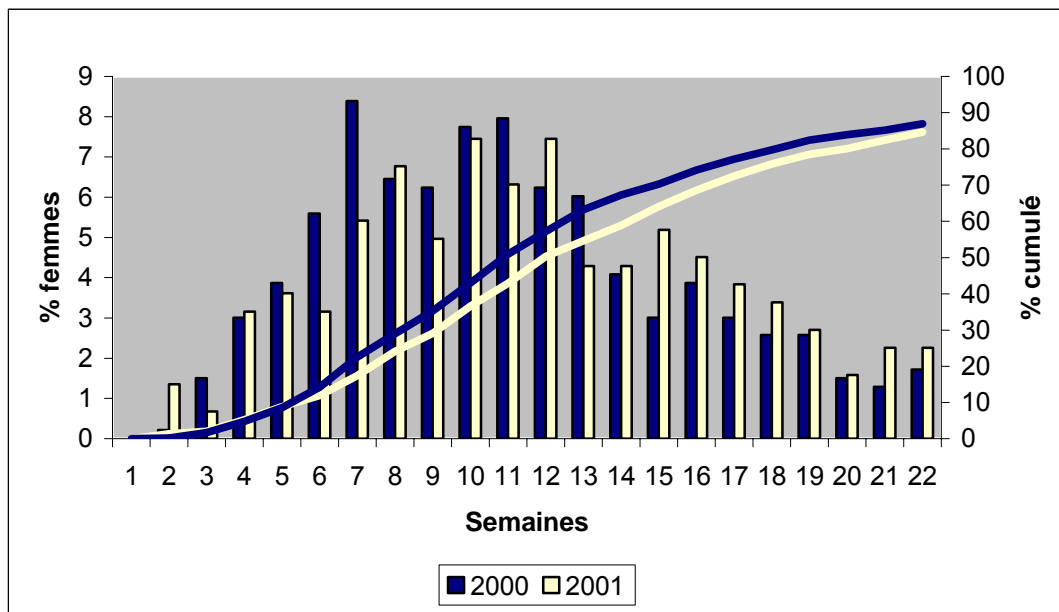
Tableau 8 : Délai médian selon le diagnostic et le type d'acte en investigation

Délai médian	2000	2001
	(N = 15 452) Semaines (n)	(N = 17 055) Semaines (n)
Entre le dépistage et la première procédure	2,9 (15 452)	2,9 (17 055)
Cancer	2,5 (910)	2,6 (1 025)
Bénin		
Imagerie seulement	2,9 (11 701)	2,9 (13 067)
Ponction ou biopsie	3,0 (2 376)	3,0 (2 520)
Biopsie chirurgicale	2,7 (465)	2,9 (443)
Entre la première procédure et le diagnostic	0,0 (15 452)	0,0 (17 055)
Cancer	2,7 (910)	2,9 (1 025)
Bénin		
Imagerie seulement	0,0 (11 701)	0,0 (13 067)
Ponction ou biopsie	2,9 (2 376)	3,0 (2 520)
Biopsie chirurgicale	7,0 (465)	8,4 (443)
Entre le dépistage et le diagnostic	4,0 (15 452)	4,0 (17 055)
Cancer	6,0 (910)	6,0 (1 025)
Bénin		
Imagerie seulement	3,3 (11 701)	3,3 (13 067)
Ponction ou biopsie	6,6 (2 376)	6,6 (2 520)
Biopsie chirurgicale	10,9 (465)	11,9 (443)

La figure 3 illustre la proportion de femmes ayant eu leur diagnostic en fonction des semaines qui suivent la mammographie de dépistage anormale. Cette proportion a été calculée chez les femmes ayant eu une biopsie ouverte bénigne en investigation. Les bâtonnets représentent donc la proportion de femmes ayant leur diagnostic durant la semaine en question. Par exemple, en 2000, près de 8,5 % des femmes ont eu leur diagnostic au cours de la 7^e semaine suivant leur mammographie de dépistage anormale. En 2001, ce pourcentage est d'environ 5,5 % pour la 7^e semaine.

La figure 3 présente également la courbe du pourcentage cumulé. Cette courbe permet de savoir quelle proportion des femmes ont reçu un diagnostic entre la date de la mammographie anormale et une semaine donnée. Par exemple, en 2000, environ 50 % des femmes ont obtenu un diagnostic à l'intérieur de 11 semaines de leur mammographie anormale. En 2001, il a fallu 12 semaines pour que 50 % des femmes aient eu un diagnostic.

Figure 3 : Délai entre la mammographie de dépistage anormale et le diagnostic chez les femmes ayant eu une biopsie ouverte bénigne, PQDCS 2000-2001



Le cadre de référence du PQDCS (5) mentionne deux normes portant sur les délais. La première norme indique que le délai entre la mammographie de dépistage anormale et la première évaluation doit être inférieur ou égal à 12 jours ouvrables pour au moins 90 % des femmes. La seconde norme indique que le délai entre la première évaluation et le diagnostic définitif ou la recommandation d'une biopsie ouverte doit être inférieur ou égal à 5 jours ouvrables pour au moins 70 % des femmes. En raison de la complexité de calculer des délais sur une base des jours ouvrables, d'autres alternatives ont été examinées.

Santé Canada (4) a fait une revue de littérature des différents délais à atteindre dans les programmes organisés canadiens et internationaux de dépistage du cancer du sein (voir l'annexe C du rapport « Attente d'un diagnostic après le dépistage d'une anomalie au sein au Canada »). Le tableau 9 présente la performance du PQDCS face aux cibles canadiennes pour l'année 2000 et 2001. Les cibles canadiennes sont définies selon trois types de délais, soit du dépistage à la première procédure d'investigation, de la première procédure au diagnostic et du dépistage au diagnostic. Nous observons, au tableau 9, que le PQDCS est loin des cibles canadiennes lorsqu'il y a réalisation d'une biopsie chirurgicale en investigation. Il en est de même pour l'ensemble des programmes canadiens (4, 6).

Tableau 9 : Délais des femmes du PQDCS, 2000 et 2001, selon les cibles canadiennes

Délai	Cibles canadiennes	2000	2001
		(N = 15 452)	(N = 17 055)
		% (n)	% (n)
Dépistage à la première procédure	≥ 90 % à l'intérieur de 3 semaines	53,4 (15 452)	54,0 (17 055)
Première procédure au diagnostic			
Sans biopsie chirurgicale	≥ 70 % à l'intérieur de 1 semaine	77,2 (14 740)	77,0 (16 350)
Sans biopsie chirurgicale	≥ 90 % à l'intérieur de 2 semaines	81,1 (14 740)	80,6 (16 350)
Avec biopsie chirurgicale	≥ 80 % à l'intérieur de 3 semaines	24,4 (712)	23,5 (705)
Avec biopsie chirurgicale	≥ 90 % à l'intérieur de 4 semaines	34,0 (712)	32,2 (705)
Dépistage au diagnostic			
Sans biopsie chirurgicale	≥ 90 % à l'intérieur de 5 semaines	64,1 (14 740)	63,8 (16 350)
Avec biopsie chirurgicale	≥ 90 % à l'intérieur de 7 semaines	30,9 (712)	28,4 (705)

5.3. PROFIL DES ACTES D'INVESTIGATION

Le profil des actes d'investigation se réfère à tous les actes réalisés suite à la mammographie de dépistage anormale jusqu'à l'acte ayant permis d'établir le diagnostic inclusivement. Pour le moment, seul le fichier de la RAMQ est utilisé pour identifier les actes (annexe 1) effectués pendant l'investigation pour l'ensemble des femmes ayant consenti à participer au PQDCS. Il faut mentionner que les actes chirurgicaux de traitement associés au cancer du sein, telle une mastectomie totale, ne font habituellement pas partie du profil d'investigation, sauf lorsque ceux-ci sont retenus comme acte diagnostique de cancer. Cette situation peut survenir lorsque seuls des actes d'imagerie précèdent la chirurgie de traitement.

Le profil des actes d'investigation est présenté au tableau 10 selon l'année de dépistage et le résultat du diagnostic (normal/bénin ou cancer). Pour décrire le profil d'investigation, les actes sont regroupés en catégories (Annexe 1). Les pourcentages indiqués dans le tableau correspondent à la proportion de femmes ayant eu au moins un acte de la catégorie en question. Par exemple, en 2000, 69,5 % des femmes ayant eu un résultat normal/bénin ont reçu au moins un acte de mammographie lors de l'investigation, c'est-à-dire soit un agrandissement, un cliché supplémentaire ou une mammographie diagnostique avec ou sans examen clinique. Une femme peut avoir non seulement plus d'un acte dans la catégorie

mammographie mais elle peut aussi avoir des actes dans plusieurs catégories différentes. Par exemple, elle peut avoir une révision de film et une biopsie par forage. Par conséquent, les pourcentages du tableau ne sont pas mutuellement exclusifs et leur somme ne donne pas 100 %.

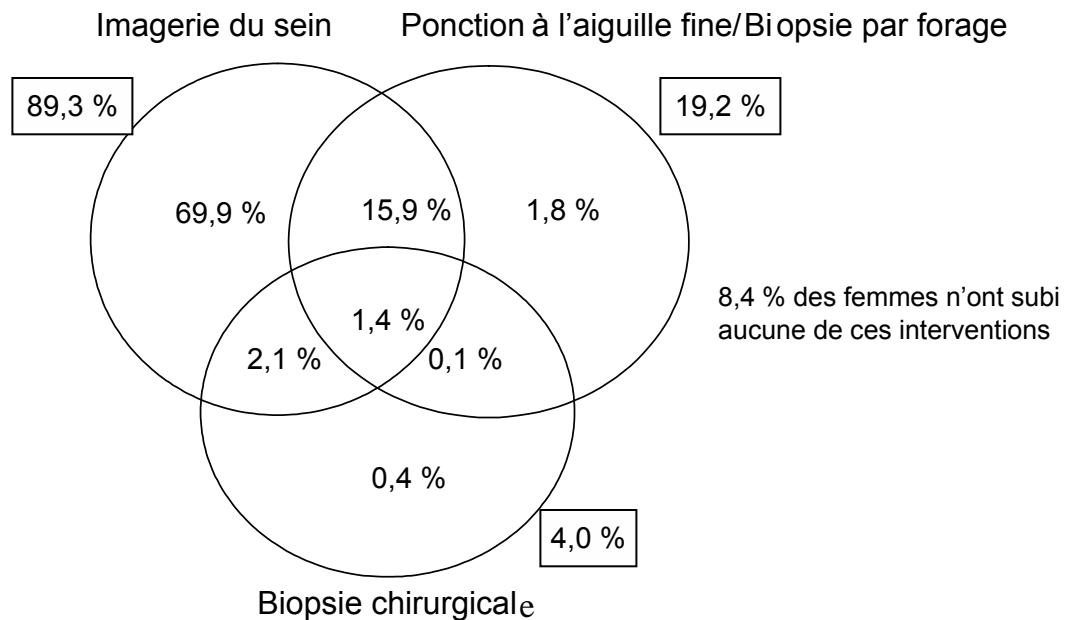
Tableau 10 : Profil des actes d'investigation

Acte	NORMAL/BÉNIN				CANCER			
	2000 (N = 15 895)		2001 (N = 16 030)		2000 (N = 917)		2001 (N = 1 033)	
	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)
Mammographie	11 049	(69,5)	12 067	(68,3)	656	(71,5)	772	(74,7)
Échographie	7 184	(45,2)	8 304	(47,0)	416	(45,4)	512	(49,6)
Ponction à l'aiguille fine	751	(4,7)	677	(3,8)	156	(17,0)	135	(13,1)
Biopsie par forage	1 930	(12,1)	2 118	(12,0)	572	(62,4)	705	(68,3)
Biopsie chirurgicale	465	(2,9)	443	(2,5)	183	(20,0)	175	(16,9)
Biopsie chirurgicale de traitement	0	(0,0)	0	(0,0)	81	(8,8)	102	(9,9)

* Seul des actes d'imagerie précédaient la biopsie chirurgicale (tumorectomie, mastectomie partielle, etc.)

Il est également possible de représenter le profil des actes d'investigation sous forme de diagramme de Venn. Un tel diagramme permet d'illustrer le fait que plusieurs femmes ont recours à différentes combinaisons d'actes provenant des trois catégories. La figure 4 illustre le profil des actes d'investigation pour les années 2000 et 2001. Par exemple, 69,9 % des femmes ayant eu une mammographie anormale en 2000 et 2001 ont obtenu leur diagnostic avec uniquement des actes d'imagerie lors de l'investigation, alors que 15,9 % ont eu besoin d'au moins un acte d'imagerie et d'au moins un acte de ponction à l'aiguille fine ou de biopsie par forage pour obtenir leur diagnostic.

Figure 4 : Types d'intervention diagnostique à la suite d'une mammographie de dépistage initiale ou subséquente anormale, PQDCS 2000 et 2001 (N = 35 507)



5.4. TAUX DE BIOPSIE OUVERTE OU PAR FORAGE BÉNIGNE

Le cadre de référence du PQDCS a établi deux indicateurs visant les interventions effractives (5). Ces indicateurs s'appliquent aux biopsies chirurgicales (biopsies ouvertes) : soit le taux de biopsies ouvertes bénignes (TBOB) et le ratio bénin : malin à la biopsie ouverte. Le taux de biopsies ouvertes bénignes se calcule en divisant le nombre de femmes avec une biopsie ouverte bénigne en investigation par le nombre de participantes au dépistage pour une période donnée. La cible québécoise vise à obtenir moins de 5 femmes avec une biopsie ouverte bénigne pour 1 000 femmes dépistées lors d'une mammographie initiale et moins de 3,5 femmes avec une biopsie ouverte bénigne pour 1 000 femmes dépistées lors d'une mammographie subséquente. Les résultats du PQDCS pour les années 2000 et 2001 sont présentés au tableau 11. Le ratio bénin : malin à la biopsie ouverte se calcule en divisant le nombre de femmes avec une biopsie ouverte bénigne par le nombre de femmes diagnostiquées avec un cancer du sein. Ce ratio doit être inférieur à 1:1. Les résultats sont également donnés au tableau 11.

Le tableau 11 présente également le taux de biopsie par forage bénigne (TBFB) et le ratio bénin : malin à la biopsie par forage. Bien que ces indicateurs ne soient pas décrits dans le cadre de référence, ils peuvent être utiles parce que la biopsie par forage (par trocart ou par mammotome) est de plus en plus fréquente depuis la mise en place du PQDCS. Le taux correspond au nombre de femmes avec biopsie par forage dont le diagnostic s'est avéré bénin divisé par le nombre de participantes au dépistage. Le ratio bénin : malin à la biopsie par forage se calcule en divisant le nombre de femmes avec diagnostic normal/bénin et

ayant eu une biopsie par forage par le nombre de femmes avec un diagnostic de cancer du sein qui ont eu une biopsie par forage en investigation. La biopsie par forage permet, pour les cas avec suspicion de cancer, l'obtention plus rapide du diagnostic. C'est pourquoi, malgré l'absence de cible pour ces deux indicateurs, il est important de les documenter.

Tableau 11 : Indicateurs de performance reliés aux actes effractifs

	Normes PQDCS	2000	2001
TBOB ¹ (/ 1 000 femmes dépistées)			
au dépistage initial	< 5,0	3,2	3,2
au dépistage subséquent	< 3,5	2,0	2,0
Ratio B:M à la biopsie ouverte ²	< 1:1	0,5:1	0,4:1
TBFB ³ (/ 1 000 femmes dépistées)			
au dépistage initial	non définie	13,4	16,5
au dépistage subséquent	non définie	7,3	8,5
Ratio B:M à la biopsie par forage ⁴	non définie	3,4:1	3,0:1

1. Taux de biopsie ouverte bénigne

2. Nombre de femmes avec une biopsie ouverte bénigne divisé par le nombre de femmes avec un cancer du sein

3. Taux de biopsie par forage bénin

4. Nombre de femmes avec une biopsie par forage bénigne divisé par le nombre de femmes avec une biopsie par forage et ayant un cancer du sein

6. DISCUSSION

La date de diagnostic est essentielle pour faire l'évaluation de la performance du PQDCS dans l'investigation suite à une mammographie de dépistage anormale. Idéalement, la date de diagnostic aurait pu être basée sur les données du PQDCS et correspondre, par exemple, à la date de confirmation diagnostique inscrite au SI-PQDCS. Il est possible que, dans le futur, ceci devienne le cas. Le SI-PQDCS évolue, s'adapte et s'ajuste aux problèmes de départ. La standardisation des données entrées dans le rapport de confirmation diagnostique du SI-PQDCS et l'examen de la validité de certaines variables critiques de ce rapport devraient être faits et ainsi permettre une plus grande utilisation de ces données. Cependant, pour le moment, les variations dans l'exhaustivité du SI-PQDCS d'une région à l'autre, le manque d'uniformité dans la définition de la date de confirmation diagnostique et l'incertitude quant à la validité de cette information nous ont obligés à développer une autre façon d'estimer la date de diagnostic basée sur des sources de données autres que le PQDCS. Cet algorithme restera toujours utile, car même lorsque le rapport de confirmation diagnostique du SI-PQDCS servira à déterminer la date du diagnostic, il restera toujours une proportion de femmes qui auront leur investigation dans des établissements non désignés qui, par conséquent, n'auront pas d'information au SI-PQDCS.

Les estimés de date de diagnostic, dérivés des algorithmes, ne sont pas parfaits et demandent à être interprétés en respectant leurs limites. Premièrement, les données de la RAMQ ne permettent pas de tenir compte des visites médicales ni des examens faits en cliniques privées. De plus, l'acte d'imagerie de rappel précoce ne fait pas partie de l'investigation. Par conséquent, la proportion de femmes sans investigation documentée selon nos algorithmes ne devrait pas être interprétée comme la proportion de femmes qui n'ont pas eu d'examen complémentaire. Notre façon de décrire l'investigation est identique aux recommandations émises par Santé Canada (4). De plus, dans le reste du Canada, environ 9 % des femmes avec mammographie anormale n'ont pas d'investigation documentée, un pourcentage relativement semblable au nôtre (6).

Deuxièmement, aucune validation directe n'a pas été effectuée pour la date de diagnostic des femmes avec un résultat normal ou bénin. La validité de la méthode utilisée s'appuie uniquement sur la similitude avec la méthode canadienne d'estimation et la ressemblance des résultats. La validation de l'algorithme pour les femmes avec un diagnostic normal ou bénin devrait éventuellement être réalisée par revue des dossiers médicaux sur un échantillon de femmes avec un résultat normal ou bénin.

La date de diagnostic de cancer du sein dérivée de l'un des algorithmes, a été validée en la comparant à la date retrouvée au rapport du clinicien du SI-PQDCS. Le rapport du clinicien est habituellement rempli par le clinicien ou par une archiviste travaillant avec celui-ci, tout en ayant le dossier hospitalier complet de la patiente entre les mains. Bien que la compréhension du formulaire et des données disponibles au dossier puisse varier légèrement d'un clinicien ou d'une archiviste à l'autre, il nous semble qu'en général l'information concernant « la date de la première biopsie positive » demandée dans le formulaire devrait être valide. Cependant, une confusion pourrait survenir directement du formulaire. En effet, la variable concernée demande la date de la première biopsie positive,

alors que l'aspiration à l'aiguille fine fait partie des choix de réponse dans la description du type de cette biopsie. Donc, il se pourrait que certains cliniciens utilisent les cytologies montrant des cellules malignes comme date de diagnostic, alors que d'autres n'inscrivent que des biopsies (histologie) positives. Cette situation provoquera un allongement des délais chez les cliniciens qui ne considèrent pas que l'aspiration à l'aiguille fine puisse établir le diagnostic. Un autre exemple est directement lié à la date de la première biopsie positive inscrite dans le rapport du clinicien. Certains cliniciens peuvent penser qu'il s'agit de la date de prélèvement de la pièce alors que d'autres de la date de l'interprétation histopathologique. Il nous est impossible de vérifier l'ampleur de ces variations dans la compréhension des données, mais une simple formation et un ajustement du questionnaire suffiraient à uniformiser la saisie du questionnaire.

Les données de la RAMQ utilisées pour décrire le profil d'investigation ne sont pas tout à fait complètes. En effet, certains actes réalisés en milieu privé telles les échographies mammaires ainsi que les examens cliniques des seins réalisés lors d'une visite médicale ne sont pas identifiables dans le fichier de la RAMQ. De plus, certains médecins sont payés sous forme de rémunération mixte. Cette forme de rémunération n'apporte pas d'inconvénient à notre procédure lorsqu'une partie de l'acte est payée au médecin. Cependant, certains actes sont inclus à 100 % dans le tarif de base de la rémunération mixte et ne sont pas facturés à la RAMQ. Par exemple, les chirurgiens payés en rémunération mixte ne facturent pas les actes de ponction à l'aiguille fine (0594 et 0798). Il est donc possible que le profil d'investigation de certaines femmes ne soit pas tout à fait complet. Les données issues du rapport de confirmation diagnostique, lorsque celui-ci est disponible, pourraient aider à mesurer l'ampleur de ce biais. Une comparaison entre le profil déterminé par la RAMQ et celui déterminé par le SI-PQDCS pourra documenter les actes problématiques reliés à chacune des bases de données. Suite à cet exercice, qui est en cours de réalisation, il se pourrait que, dans certains cas, l'apport du rapport de confirmation diagnostique soit jugé assez important pour ajouter son information à celle de la RAMQ.

Compte tenu des limites de l'approche proposée pour identifier la date de diagnostic et pour identifier les actes d'investigation, il est important de n'utiliser ces données que pour décrire l'expérience de groupes (c'est-à-dire à des fins d'évaluation de programme) et non pour décrire l'expérience d'une femme en particulier (c'est-à-dire à des fins cliniques). Par exemple, il est recommandé d'utiliser la médiane et les quartiles (25 % et 75 %) lorsque nous devons comparer les résultats de certains délais entre eux ou avec d'autres programmes. Les centiles plus extrêmes tels que 5 % ou 95 % doivent être utilisés avec beaucoup de prudence et seulement lorsque le nombre de femmes est suffisamment élevé.

Finalement, les tableaux et graphiques présentés dans ce document ne sont que des exemples possibles pour présenter les résultats du profil d'investigation. Ils seront certainement modifiés et adaptés au fil des ans.

7. CONCLUSION

Plusieurs indicateurs de performance, essentiels à l'évaluation d'un programme de dépistage, concernent l'investigation des femmes ayant eu une mammographie de dépistage anormale. Grâce à l'utilisation combinée des fichiers du SI-PQDCS, de la RAMQ et de MedÉcho, il a été possible de créer deux algorithmes permettant d'estimer la date du diagnostic pour les femmes avec mammographie anormale.

L'application de ces algorithmes permet de quantifier les délais, le profil d'investigation, le taux de biopsie ouverte bénigne et le taux de biopsie par forage bénigne. Il est ainsi possible de comparer la performance du programme avec les cibles inscrites dans le cadre de référence avec les cibles canadiennes et avec les résultats des autres programmes de dépistage. Il est également possible de comparer la performance lors de l'investigation entre les régions, les établissements désignés ou non par le programme et selon différentes périodes de temps.

8. BIBLIOGRAPHIE

1. Fentiman IS. Pensive women, painful vigils: consequences of delay in assessment of mammographic abnormalities. *Lancet* 1988;1:1041-2.
2. Lafata JE *et al.* The economic impact of false-positive cancer screens. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev.* 2004;13:2126-32.
3. Theberge I *et al.* Validation de stratégies pour obtenir le taux de détection du cancer, la valeur prédictive positive, la proportion des cancers *in situ*, la proportion des cancers infiltrants de petite taille et la proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire dans le cadre des données fournies par le *Programme québécois de dépistage du cancer du sein* (PQDCS). Institut national de santé publique;2003.
4. Santé Canada. Attente d'un diagnostic après le dépistage d'une anomalie au sein au Canada. Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représentée par le ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux du Canada;2000.
5. Programme québécois de dépistage du cancer du sein. Cadre de référence. Ministère de la Santé et des Services sociaux. 5-15;1996.
6. Santé Canada. Organized breast cancer screening programs in Canada; 1999 and 2000 report;2004.

ANNEXE 1
LISTE DE CODES D'ACTE

ANNEXE 1 LISTE DE CODES D'ACTE

Codes d'acte	Description de l'acte ¹
Imagerie	
<u>Mammographie de dépistage</u>	
8078	Mammographie de dépistage unilatérale (50-69 ans)
8079	Mammographie de dépistage bilatérale (50-69 ans)
8134	Mammographie de dépistage sélectif pour les femmes de 40 à 49 ans ou de 70 ans et plus, unilatérale
8135	Mammographie de dépistage sélectif pour les femmes de 40 à 49 ans ou de 70 ans et plus, bilatérale
8145	Mammographie de dépistage unilatérale (unité mobile de mammographie)
8146	Mammographie de dépistage bilatérale (unité mobile de mammographie)
<u>Mammographie diagnostique</u>	
8048	Mammographie diagnostique sans examen clinique unilatérale
8049	Mammographie diagnostique sans examen clinique bilatérale
8070	Mammographie diagnostique avec examen clinique unilatérale
8071	Mammographie diagnostique avec examen clinique bilatérale
8140	Mammographie sans examen clinique unilatérale
8141	Mammographie sans examen clinique bilatérale
8142	Mammographie avec examen clinique, unilatérale
8143	Mammographie avec examen clinique, bilatérale
8089	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires (ancien code)
8103	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires : unilatérale
8104	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires : bilatérale
<u>Échographie</u>	
8333	Échographie de surface du sein par sein
<u>Autres investigations radiologiques</u>	
0442	Injection de substance contraste : Galactographie
0444	Injection de substance contraste : kyste mammaire, incluant l'aspiration
8201	Galactographie, incluant l'injection
8202	Kystographie mammaire, incluant l'injection
8144	Examen de révision suite à une mammographie de dépistage anormale : évaluation d'un dossier (examens effectués en CDD et films antérieurs)

¹ Manuel des médecins spécialistes, Régie de l'assurance maladie du Québec, Service des communications (Publications), Québec, 2001.

Codes d'acte	Description de l'acte¹
Ponction à l'aiguille fine	
0594	Ponction : kyste mammaire
0798	Biopsie du sein (à l'aiguille), une ou plusieurs
1011	Seins, incision : drainage d'abcès mammaire, unique ou à logettes
0847	Ponction de kyste mammaire avec aspiration sous contrôle échographique ou stéréotaxique incluant, le cas échéant, l'injection d'air et/ou la mammographie après ponction
0848	Ponction et/ou biopsie mammaire d'une masse palpable ou non palpable à l'aiguille fine (cyto-ponction) sous guidage échographique ou stéréotaxique incluant la mammographie de contrôle, le cas échéant
Biopsie par forage	
0551	Biopsie d'une masse mammaire non palpable avec un appareil dédié (plaque de compression quadrillée ou stéréotaxie), incluant la mammographie effectuée le même jour, le cas échéant
0561	Localisation d'une masse mammaire non palpable, avec un appareil dédié (plaque de compression quadrillée ou stéréotaxie) incluant la mammographie postlocalisation et la biopsie, le cas échéant (localisation si biopsie ouverte le même jour)
1202	Biopsie excisionnelle stéréotaxique du sein comprenant toute la procédure technique Note : peut inclure ABB1 ou mammotome
0849	Biopsie au trocart d'une masse mammaire palpable ou non palpable avec prélèvement de carottes sous guidage échographique ou stéréotaxique incluant la mammographie de contrôle, le cas échéant
9470	Biopsie/cytologie à l'aiguille, par voie transcutanée, sous guidage échoscopique, fluoroscopique ou scanographique mammaire : localisation ou biopsie d'une masse mammaire palpable ou les 2
Biopsie chirurgicale	
1173	Sein (excision) : biopsie multiple du sein (sein, mammaire interne, axillaire, etc.)
1174	Sein (excision) : tumeur ou fragment tissulaire pour biopsie unique ou multiple
1175	Exérèse d'un kyste, d'un fibroadénome ou de toutes autres tumeurs bénignes de tissus anormaux du sein d'une lésion du canal excrétaire ou d'une lésion du mamelon y compris toutes autres mammectomies partielles chez l'homme ou chez la femme
1201	Biopsie ouverte unique ou multiple, par la même incision pour lésion bénigne ou maligne du sein
1203	Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion bénigne
1204	Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion maligne

Codes d'acte	Description de l'acte¹
1205	Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion bénigne ou maligne (remplace 1203-1204 en avril 2001)
1229	Mastectomie partielle
Biopsie chirurgicale de traitement	
1228	(Suite de 1205 : Tumorectomie ou mastectomie partielle) avec évidement radical de l'aisselle pour lésion maligne
1230	Mastectomie simple ou totale
1231	Mastectomie radicale ou radicale modifiée
1232	Mastectomie radicale avec évidement mammaire interne
1235	Excision du mamelon
4240	Évidement : Ganglions lymphatiques, région axillaire
4199	Exérèse d'un ou plusieurs ganglion(s) sentinelles(s) au même site, comprenant toute la procédure d'identification et de localisation, n'incluant pas la dissection radicale
8538	Curiethérapie (sein)



information



formation



recherche



coopération
internationale

RAPPEL PRÉCOCE À LA SUITE D'UNE MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE ANORMALE

*PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE
DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN, 1998-2000*

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC

Québec 

RAPPEL PRÉCOCE À LA SUITE D'UNE
MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE ANORMALE

*PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE
DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN, 1998-2000*

DIRECTION SYSTÈMES DE SOINS ET SERVICES

MAI 2006

AUTEURS

Louise Rochette, M. Sc., Institut national de santé publique du Québec

Diane Major, Ph. D., Institut national de santé publique du Québec

André Langlois, M. Sc., Institut national de santé publique du Québec

Éric Pelletier, M. Sc., Institut national de santé publique du Québec

Jacques Brisson, M.D., D. Sc., Unité de recherche en santé des populations,
Centre hospitalier affilié universitaire de Québec
Département de médecine sociale et préventive, Université Laval
Institut national de santé publique du Québec

AVEC LA COLLABORATION DE

Les autres membres de l'équipe d'évaluation du *Programme québécois de dépistage du cancer du sein* (PQDCS).

REMERCIEMENTS

Les auteurs remercient les docteurs Diane Cusson, Sylvie Groleau et Guy Roy pour leurs judicieux commentaires concernant une version préliminaire de ce rapport.

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec au : <http://www.inspq.qc.ca>.

Les reproductions à des fins d'étude privée ou de recherche sont autorisées en vertu de l'article 29 de la Loi sur le droit d'auteur. Toute autre utilisation doit faire l'objet d'une autorisation du gouvernement du Québec qui détient les droits exclusifs de propriété intellectuelle sur ce document. Cette autorisation peut être obtenue en formulant une demande au guichet central du Service de la gestion des droits d'auteur des Publications du Québec à l'aide d'un formulaire en ligne accessible à l'adresse suivante : <http://www.droitauteur.gouv.qc.ca/autorisation.php>, ou en écrivant un courriel à : droit.auteur@cspq.gouv.qc.ca.

Les données contenues dans le document peuvent être citées, à condition d'en mentionner la source.

CONCEPTION GRAPHIQUE
MARIE PIER ROY

DOCUMENT DÉPOSÉ À SANTÉCOM ([HTTP://WWW.SANTECOM.QC.CA](http://www.santecom.qc.ca))
COTE : INSPQ-2006-084

DÉPÔT LÉGAL – 4^E TRIMESTRE 2006
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES NATIONALES DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES CANADA
ISBN-13 : 978-2-550-48259-8 (VERSION IMPRIMÉE)
ISBN-10 : 2-550-48259-X (VERSION IMPRIMÉE)
ISBN-13 : 978-2-550-48260-4 (PDF)
ISBN-10 : 2-550-48260-3 (PDF)

©Gouvernement du Québec (2006)

RÉSUMÉ

Dans le cadre du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS), les femmes de 50 à 69 ans sont invitées à passer une mammographie de dépistage à tous les deux ans. Depuis le début du programme, un rappel plus précoce est recommandé à plusieurs femmes après une mammographie anormale, les examens d'investigation n'ayant pas permis d'établir que les anomalies étaient hors de tout doute normales ou bénignes. La présente étude a pour objectifs de mesurer la fréquence d'une recommandation de rappel précoce (3 à 11 mois) à la suite de l'investigation initiale, l'observance à cette recommandation ainsi que la fréquence des cancers du sein diagnostiqués jusqu'à deux ans suivant la mammographie de dépistage.

De mai 1998 à décembre 2000, 11,2 % des participantes au PQDCS ont obtenu un résultat anormal à leur première mammographie de dépistage. Le rapport de confirmation diagnostique était saisi au SI-PQDCS et complet pour 62 % (22 415) des femmes ayant eu un résultat anormal. Ce rapport est la seule source d'information sur la recommandation de suivi. Nous avons retenu les rapports qui permettaient d'obtenir l'investigation initiale, c'est-à-dire les examens qui ont conduit à une première conclusion. Ces examens pouvaient inclure l'examen clinique, les examens d'imagerie et les examens effractifs, si nécessaires. Le premier de ces examens devait avoir eu lieu dans les 90 jours suivant la mammographie de dépistage et l'écart entre les examens ne devait pas être supérieur à 90 jours. Par ailleurs, au cours de la période étudiée, les conclusions possibles au rapport de confirmation diagnostique étaient : normal, bénin, à risque et cancer; une lésion probablement bénigne pouvait être classée dans la catégorie bénin ou à risque. Ces deux catégories ont été regroupées et les cancers ont été exclus. Les femmes ont été réparties dans trois groupes : aucun suivi recommandé, un suivi à 3-11 mois (appelé rappel précoce) ou un suivi à 12-17 mois. Les variables concernant les caractéristiques des femmes proviennent également du SI-PQDCS. Le fichier des actes facturés à la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) a été utilisé pour mesurer l'observance à la recommandation de suivi. Les cancers du sein au cours des deux ans suivant la mammographie de dépistage ont été identifiés selon une méthode déjà validée.

Nous avons estimé que 3,2 % des femmes dépistées pour la première fois dans le cadre du PQDCS ont eu une recommandation de rappel précoce (3-11 mois). Cela représente 30,3 % des mammographies anormales, dont l'investigation initiale n'a pas révélé de cancer, et cette fréquence varie de 9,7 % à 57,8 % selon les régions. La fréquence est plus élevée lorsque les femmes n'ont pas eu de mammographie antérieure (38,2 %), comparativement aux femmes qui déclaraient avoir déjà eu une mammographie (28,5 %). La fréquence diminue lorsque la densité mammaire augmente, de 35,4 % (densité faible) à 27,1 % (densité élevée). Lorsque des microcalcifications étaient identifiées à la mammographie de dépistage anormale, 39,7 % des femmes ont eu une recommandation de rappel précoce. Les microcalcifications représentaient 17 % des lésions identifiées à la mammographie de dépistage anormale. Parmi les examens ayant permis de conclure l'investigation initiale, la biopsie par forage était associée plus souvent à une recommandation de rappel précoce (55,6 %) que des examens radiologiques (27,5 %).

Les femmes ont eu un examen de suivi dans la période recommandée dans une proportion de 71,0 % lorsque le suivi recommandé était très court (3-5 mois) et de 63,5 % lorsque le suivi recommandé était de 6-11 mois. Même si un certain nombre de femmes n'ont pas observé la période recommandée de suivi, la très grande majorité d'entre elles ont eu au moins un examen au cours des 24 mois suivant la mammographie, puisque 89 % et 86 % des femmes ayant eu une recommandation de rappel précoce à 3-5 mois ou à 6-11 mois ont eu au moins un examen de suivi.

La fréquence du cancer, chez les femmes ayant eu une recommandation de rappel précoce, est de 1,15 % (I.C. 95 % : 0,90-1,41) sur une période de deux ans, près de trois fois plus élevée que celle des femmes n'ayant pas eu de recommandation de suivi (0,42 %; I.C. 95 % : 0,31-0,53). Les femmes pour lesquelles un suivi à 12-17 mois était recommandé présentent une proportion de cancers (0,58 %; I.C. 95 % : 0,30-0,85) semblable à celles qui n'ont pas eu de recommandation de suivi.

En conclusion, on estime que 3,2 % des femmes dépistées au début du PQDCS ont eu une recommandation de rappel précoce (3-11 mois), représentant 30,3 % des mammographies anormales. La fréquence du rappel précoce se compare aux résultats observés dans la plupart des études américaines, mais demeure beaucoup plus élevée que les résultats obtenus et recommandés en Europe. La fréquence des cancers diagnostiqués dans ce groupe est de 1,15 %, dans les limites de la fréquence attendue (< 2 %) pour des lésions probablement bénignes, mais près de trois fois plus élevée que celle des femmes sans recommandation de suivi. Les raisons qui ont conduit au rappel précoce devront être analysées plus en détails, ainsi que les conséquences de ce rappel pour les participantes au programme et ce, dans l'objectif de minimiser les inconvénients du dépistage.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	V
LISTE DES FIGURES.....	V
INTRODUCTION.....	1
1. ÉTAT DES CONNAISSANCES	3
1.1. Fréquence d'un rappel précoce.....	3
1.2. Facteurs influençant le rappel précoce.....	5
1.3. Observance à la recommandation de suivi	6
1.4. Fréquence et caractéristiques des cancers.....	7
1.5. Avantages et inconvénients du rappel précoce.....	8
2. OBJECTIFS	11
3. MÉTHODES	13
3.1. Sources de données.....	13
3.2. Population à l'étude	13
3.3. Variables et définitions	14
3.4. Analyses statistiques	15
4. RÉSULTATS.....	17
4.1. Fréquence du rappel précoce.....	17
4.2. Caractéristiques des femmes	18
4.3. Types de lésions au dépistage.....	20
4.4. Dernier examen de l'investigation initiale	21
4.5. Observance à la recommandation de rappel précoce.....	22
4.6. Fréquence du cancer du sein	24
5. DISCUSSION	27
RÉFÉRENCES.....	29
ANNEXE 1 : PROPORTION DE FEMMES AYANT EU AU MOINS UN ACTE PAR SEMAINE ENTRE LA FIN DE L'INVESTIGATION INITIALE JUSQU'À DEUX ANS SUIVANT LA MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE	35
ANNEXE 2 : RAPPEL PRÉCOCE SELON LE DERNIER EXAMEN DE L'INVESTIGATION INITIALE ET LA RÉGION	39
ANNEXE 3 : DERNIER EXAMEN DE L'INVESTIGATION INITIALE AU RAPPORT DE CONFIRMATION DIAGNOSTIQUE ET LE FICHER DES ACTES RAMQ	43

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Mammographies anormales selon le résultat de l'investigation initiale et le suivi recommandé.....	17
Tableau 2 : Rappel précoce selon la région	18
Tableau 3 : Caractéristiques des femmes selon le suivi recommandé.....	19
Tableau 4 : Types de lésions identifiées à la mammographie de dépistage selon le suivi recommandé	21
Tableau 5 : Dernier examen de l'investigation initiale selon le suivi recommandé	22
Tableau 6 : Observance à la recommandation de suivi.....	24
Tableau 7 : Cancers diagnostiqués selon le suivi recommandé.....	24
Tableau 8 : Cancers diagnostiqués selon l'année et le suivi recommandé	25
Tableau 9 : Cancers diagnostiqués selon le type et le suivi recommandé	25

LISTE DES FIGURES

Figure 1 : Lésions identifiées à la mammographie de dépistage.....	20
Figure 2 : Dernier examen de l'investigation initiale	21
Figure 3 : Pourcentage cumulatif de femmes ayant eu au moins un examen après l'investigation initiale selon le suivi recommandé	23

INTRODUCTION

Dans le cadre du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS), les femmes de 50 à 69 ans sont invitées à avoir une mammographie de dépistage à tous les deux ans. Une mammographie de dépistage annuelle est acceptée sur prescription médicale seulement. Lorsque la mammographie est jugée anormale et que les examens d'investigation ne permettent pas d'établir que les anomalies sont hors de tout doute normales ou bénignes, un suivi est recommandé, le plus souvent à six mois ou à un an.

Les guides de pratique au Canada et l'American College of Radiology (ACR) aux États-Unis acceptent la recommandation d'un examen périodique pour surveiller les lésions qui ont une faible probabilité d'être maligne, inférieure à 2 % (1,2). Ces lésions « probablement bénignes » constituent la catégorie 3 de la classification BI-RADS (Breast Imaging Reporting and Data System) de l'ACR (2). En fait, lorsqu'une anomalie est détectée à la mammographie de dépistage, une évaluation clinique et un bilan radiologique complémentaire, incluant une comparaison avec les clichés antérieurs s'il y a lieu, devraient être effectués (1,2). Au terme de ce bilan, une anomalie peut être considérée probablement bénigne et des examens mammographiques et cliniques périodiques sont recommandés. Trois lésions sont indiquées comme probablement bénignes par l'ACR : « *the noncalcified circumscribed solid mass, the focal asymmetry and the cluster of round (punctate) calcifications* » (2). Le premier suivi est habituellement une mammographie unilatérale 6 mois après la mammographie (« *short-interval follow-up* »); si l'anomalie est stable, une mammographie bilatérale est effectuée 6 mois plus tard (soit 12 mois après la mammographie) et annuellement par la suite. Le suivi peut aller jusqu'à 2 à 3 ans après la mammographie. Un changement dans l'anomalie au cours de la période de surveillance constitue la principale raison pour recommander une biopsie. La femme doit être bien informée des raisons justifiant le suivi.

Au Royaume-Uni, les récentes lignes directrices appuient sur le caractère exceptionnel d'un rappel à un intervalle inférieur aux trois ans recommandés par le programme en raison de l'anxiété générée par cette pratique et de la nécessité de bien informer la femme (3). Ce rappel (« *short-term recall* ») est défini de la façon suivante : « *A short-term recall is defined as a further invitation to assessment. Short-term recall for screening at less than the routine screening interval (also known as « early recall ») is not recommended. All assessment processes should normally be completed within two months of the first assessment attendance and the episode closed. Short-term recall is a new screening episode and not a delayed screening assessment follow-up* » (3). Le rappel devrait être utilisé lorsque la triple stratégie diagnostique (pouvant inclure l'examen clinique, l'imagerie et des prélèvements pour analyse cytologique ou histologique) ne permet pas d'obtenir un diagnostic définitif et que l'équipe multidisciplinaire considère inappropriée la biopsie chirurgicale. Les raisons du rappel doivent être bien expliquées à la femme. Un seul rappel par période de trois ans est recommandé, en général à un an. Les femmes sont alors invitées à se présenter au centre d'investigation pour une mammographie de dépistage où elles obtiennent leurs résultats sur

place. Le programme a établi la norme à moins de 0,5 % des femmes dépistées, mais vise à ce que 0,25 % ou moins des femmes dépistées obtiennent un tel résultat (4).

En Europe, les lignes directrices sur l'assurance de la qualité en mammographie de dépistage définissent le « *early recall* » comme « *the recommendation of a woman to undergo a short term re-screen at an interval less than the routine round length of the programme* » (5). On soulève aussi l'anxiété et la morbidité que génère une telle pratique. Le moment du rappel ne devrait pas être inférieur à un an et un seul rappel par épisode de dépistage est admis. Le standard minimum est fixé à moins de 1 % des femmes dépistées, mais le niveau souhaité est de 0 %.

En Australie, le « *early review* » est défini de la façon suivante: « *early review is the recall of a woman for further assessment within 12 months of the screening date and following an equivocal assessment visit (where a decision cannot be made)* » (6). Une recommandation de suivi peut être jugée nécessaire lorsqu'un diagnostic définitif n'a pu être établi après l'investigation et qu'une chirurgie n'est pas justifiée. L'utilisation du « *early review* » devrait être exceptionnelle et la femme doit être bien informée. La cible australienne a été fixée à moins de 0,2 % des femmes dépistées (6).

Certains constats se dégagent des lignes directrices précédentes :

- il n'y a pas de définition unique : le rappel précoce peut être un examen diagnostique à 6 mois ou 1 an ou un nouvel épisode de dépistage en général à 1 an ;
- l'importance d'investiguer les anomalies identifiées à la mammographie de dépistage avant la recommandation d'un suivi est préconisée par la plupart des lignes directrices ; cette investigation peut être radiologique ou clinique ou, s'il y a lieu, inclure des examens effractifs ;
- les raisons justifiant le suivi doivent être bien expliquées à la femme ;
- les normes établies par certains programmes de dépistage démontrent qu'on essaie de maintenir à des niveaux très bas l'utilisation du rappel précoce.

La plupart des lignes directrices ainsi que plusieurs auteurs favorisent la recommandation d'un rappel précoce uniquement après l'investigation d'une mammographie anormale (1-3,6-10). Cette opinion n'est pas toujours partagée et on a observé qu'un examen de suivi était parfois recommandé à 6 ou 12 mois après une mammographie normale (7,11-12).

Il n'existe pas d'étude, ni au Québec ni au Canada, sur la fréquence d'une recommandation de suivi après une mammographie de dépistage. Nous avons considéré comme un rappel précoce une recommandation de suivi entre 3 et 11 mois après une mammographie anormale. Le présent rapport vise donc à mesurer : 1) la fréquence du rappel précoce dans le PQDCS, 2) l'observance à cette recommandation et 3) la fréquence des cancers parmi les femmes ayant eu une telle recommandation. L'analyse porte sur les participantes au PQDCS qui ont eu une mammographie de dépistage anormale entre mai 1998 et décembre 2000. Cette période correspond au début du programme de dépistage au Québec.

1. ÉTAT DES CONNAISSANCES

1.1. FRÉQUENCE D'UN RAPPEL PRÉCOCE

La fréquence d'un rappel précoce est présentée selon les diverses définitions observées dans la littérature :

1. recommandation d'un suivi ou rappel à 6 mois ou 1 an après l'évaluation d'une mammographie anormale (pouvant inclure s'il a lieu l'examen clinique, des examens radiologiques et des examens effractifs (cytologie ou biopsie), façon de faire des programmes de dépistage du Royaume-Uni et de l'Australie ;
2. recommandation d'un suivi à 6 mois après l'évaluation radiologique d'une mammographie anormale, correspondant à la catégorie 3 (lésion probablement bénigne) du BI-RADS ou d'une classification similaire ;
3. recommandation d'un suivi à 6 mois après une mammographie anormale (comme dans le point précédent), auquel s'ajoute le suivi à 6 mois recommandé après une mammographie normale ;
4. les autres définitions.

Dans la première catégorie, le rappel précoce dans le cadre du programme de dépistage du cancer du sein du Royaume-Uni est établi après l'investigation, incluant les examens radiologiques, cliniques et effractifs (cytologie ou histologie, excluant une biopsie chirurgicale) s'il y a lieu. Dans l'étude de Dawson et Wilson, des 35 671 femmes ayant eu une mammographie de dépistage entre 1988 et 1992, 0,4 % (131) ont eu une recommandation de rappel en général à un an (13). Banks *et al* rapportent une proportion de 0,5 % parmi les 60 443 femmes de 50 à 64 ans participant à l'étude Million Women Study (juin 1996 à mars 1998) (14). La moyenne nationale observée en 2004 se chiffrait à 0,2 % des femmes dépistées (15).

En Australie, 0,19 % des femmes dépistées en 1999 ont eu une recommandation de « *early review* » (6). Le rapport annuel du programme de dépistage de Victoria, où plus de 187 000 femmes ont eu une mammographie de dépistage en 2002, présente un très faible pourcentage de rappels précoces, soit 0,07 % (23 / 30 698) à la première mammographie de dépistage et 0,02 % (31 / 157 028) aux suivantes (16).

Dans la deuxième catégorie, après l'investigation radiologique d'une mammographie anormale, la fréquence d'un suivi à 6 mois varie de 1,2 % des femmes dépistées à 6,5 % selon les études. Celles de Sickles aux États-Unis et de Varas en Uruguay, souvent citées comme étant à la base de la surveillance mammographique périodique des lésions probablement bénignes, présentent des proportions de rappels précoces variant de 1,2 % à 3,0 % (17-20). Portant sur moins de cas, l'étude de Helvie obtenait une fréquence de 5,0 % (21). En utilisant la méthode préconisée par Sickles et Varas, Vizcaíno *et al* obtiennent un taux de rappels précoces de 6,5 % parmi les 13 790 femmes dépistées entre 1992 et 1994 dans une localité de l'Espagne (22). Aux États-Unis, dans une étude récente portant sur plus d'un million de mammographies de dépistage effectuées de 1996 à 1999 (Breast Cancer

Surveillance Consortium), le rappel à 6 mois a été recommandé à 1,6 % des femmes ayant eu une première mammographie de dépistage et à 0,7 % des femmes ayant déjà eu une mammographie (mammographie subséquente) (7).

Selon la troisième définition, soit un rappel après une mammographie de dépistage normale ou anormale, 5,2 % des femmes dépistées une première fois ont eu une recommandation de rappel à 6 mois (7, 23). Kerlikowske *et al* ont rapporté une fréquence de rappels à 6 mois de 5,2 %, soit 3,6 % après une mammographie normale et 1,6 % après une mammographie anormale (7). Dans cette étude, on constate que plusieurs femmes ont eu une recommandation de suivi à 6 mois sur la base de la mammographie de dépistage seulement. Yasmeen *et al* ont aussi observé que 5,2 % des 56 542 femmes entrées dans l'étude de la Women's Health Initiative (WHI) entre 1993 et 1998 ont eu une recommandation de suivi à 6 mois, sans pouvoir départager si le suivi a été recommandé après une mammographie de dépistage normale ou anormale (23). Aux mammographies subséquentes, le pourcentage de rappels à 6 mois est de 1,7 % dans l'étude de Kerlikowske *et al* et de 7,2 % dans l'étude de Yasmeen *et al*. Ce dernier résultat est surprenant puisque la mammographie antérieure devait être disponible pour la comparaison, ce qui devrait faciliter l'interprétation de l'examen.

D'autres études présentent le pourcentage des lésions probablement bénignes après l'interprétation de la mammographie de dépistage sans nécessairement préciser la fréquence des suivis recommandés à 6 mois. Ces études sont moins pertinentes, d'une part parce qu'une lésion probablement bénigne n'est pas toujours accompagnée d'une recommandation de suivi et que, d'autre part, étant basées uniquement sur la mammographie de dépistage certaines femmes ont pu subir des examens d'investigation permettant d'établir que la lésion est bénigne ou nécessite une biopsie. Dans ces études, la fréquence des lésions probablement bénignes varie de 4,1 % à 7,7 % des femmes dépistées (24-26). Dans l'étude de Taplin *et al*, 40,3 % des lésions probablement bénignes ont une recommandation de suivi à 6 mois (26).

La fréquence du rappel précoce est rapportée le plus souvent en fonction du nombre de femmes dépistées, peu d'études présentent leurs résultats par rapport au nombre de mammographies de dépistage anormales. Dans l'étude de Vizcaíno *et al*, 1 194 femmes ont nécessité des examens radiologiques additionnels dont 893 ont eu une recommandation de suivi à 6 mois, ce qui donnerait un pourcentage de rappels précoces de 74,9 % après une mammographie anormale (22). Les auteurs expliquent ces résultats par le manque d'expérience lié au début du programme et soulignent que la fréquence a diminué de moitié par la suite. Dans les études britanniques, entre 7 % et 13 % des mammographies anormales ont eu un rappel, habituellement à un an (13-14). Finalement, dans le cadre du programme de dépistage de Victoria, en Australie, les chiffres fournis indiquent que le rappel précoce représente moins de 1 % des mammographies anormales (16).

En conclusion, les définitions et les contextes différents dans lesquels le rappel est recommandé (par exemple la pratique d'un radiologiste comparativement à plusieurs radiologistes, un programme de dépistage à ses débuts, des périodes différentes, après une mammographie normale ou anormale) peuvent expliquer en partie les variations observées quant à la fréquence du rappel précoce parmi les femmes dépistées. On constate que :

- en fonction du nombre de femmes dépistées :
 - au Royaume-Uni et en Australie, les statistiques récentes indiquent que 0,2 % ou moins des femmes dépistées ont eu une recommandation de « *short-term recall* » ou de « *early review* » après l'investigation d'une mammographie anormale (6,15-16) ; pourcentage se situant à moins de 0,5 % des femmes dépistées lors d'études antérieures (13-14) ;
 - selon l'approche recommandée par l'ACR, soit après l'investigation radiologique d'une mammographie anormale, la fréquence du « *short-interval follow-up* » varie de 1,2 % à 6,5 % des femmes dépistées dans des études réalisées aux États-Unis, en Uruguay et en Espagne (7, 17-22) ;
 - aux États-Unis après une mammographie de dépistage anormale ou normale, 5,2 % des femmes dépistées ont eu une recommandation de rappel à 6 mois (7,23) ; dans une étude, la majorité des rappels ont été recommandés après une mammographie normale (7) ;
- en fonction du nombre de mammographies anormales :
 - peu d'études expriment la fréquence du rappel précoce en fonction des mammographies anormales et cette fréquence présente de grandes variations : moins de 1 % dans un programme australien (16), de 7 % à 13 % dans deux études britanniques (13-14), alors que près de trois mammographies anormales sur quatre ont eu une recommandation de rappel à 6 mois dans l'étude de Vizcaíno *et al* (22).

1.2. FACTEURS INFLUENÇANT LE RAPPEL PRÉCOCE

Dans le cadre du programme de dépistage des Pays-Bas, le taux de référence est très faible, soit 1,3 % chez les femmes dépistées une première fois entre 1990 et 1997 (27). À cet égard, Maes *et al* rapportent que parmi 500 participantes au programme de dépistage du district d'Arnhem en 1995, des signes non-spécifiques, c'est-à-dire qui ne permettent pas d'établir clairement que la lésion est maligne ou bénigne, ont été identifiés chez 53 femmes (10,6 %) (28). Ces signes non-spécifiques n'ont pas d'évaluation diagnostique plus poussée et les femmes sont invitées au prochain dépistage dans deux ans. Selon les auteurs, une évaluation diagnostique de ces signes ferait augmenter le taux de référence à environ 10 % et diminuerait par le fait même la valeur prédictive de la mammographie de dépistage qui, selon eux, devrait être supérieure à 30 % au dépistage initial et supérieure à 50 % aux dépistages subséquents. On peut donc s'attendre à ce que la fréquence du rappel précoce parmi l'ensemble des femmes dépistées soit très faible, quoique le rappel à 6 mois soit utilisé dans certains hôpitaux et départements de radiologie (29-31).

La fréquence du rappel précoce varie de façon significative selon le milieu de pratique. Au Royaume-Uni, Banks *et al* ont observé une fréquence de 0,5 % variant de < 0,1 % à 1,2 % parmi les 10 centres étudiés (14). Aux États-Unis, parmi les 40 centres participant à l'étude de Yasmeen *et al*, de 1,2 % à 9,8 % des femmes dépistées ont eu une recommandation de suivi à 6 mois et cet écart ne pouvait être expliqué par les caractéristiques des femmes (23). De plus, dans cette dernière étude, la proportion de cancers parmi les rappels précoces ne présentait pas de différence significative entre les centres (regroupés en quartiles).

Une étude britannique rapporte qu'une histoire familiale de cancer du sein augmentait la probabilité d'avoir un rappel précoce, comparativement aux femmes sans histoire familiale, alors qu'avoir eu des enfants diminuait la probabilité comparativement aux nullipares (14). Dans la même étude, les facteurs suivants n'étaient pas prédictifs d'un rappel : l'âge (les 56 à 64 ans étaient comparés aux 50 à 55 ans), avoir déjà eu une mammographie de dépistage, le statut ménopausique, l'indice de masse corporelle ou une intervention antérieure au sein. Les examens subis au cours de l'investigation influençaient la fréquence du rappel : de 8 % chez les femmes n'ayant pas subi de procédure effractive à 38 % parmi celles ayant eu une telle procédure. Dans l'étude de Ong *et al*, les centres ayant un taux de rappel précoce élevé étaient significativement plus susceptibles d'avoir un taux de référence élevé ou un taux de biopsie chirurgicale bénigne plus élevé ou les deux (12).

Deux études portant sur la fréquence des lésions probablement bénignes (en rappelant que dans ces études, une lésion probablement bénigne n'est pas associée nécessairement au rappel à six mois) ont constaté que l'âge, la race et la présence de symptômes influençaient la fréquence de ces lésions. Ainsi, la fréquence diminue lorsque l'âge augmente (de 40 ans à 75 ans et plus) et il n'y a pas de différence entre les femmes noires et les femmes blanches ; toutefois, les femmes blanches présentent une fréquence plus élevée que les femmes d'autres races, excluant les femmes noires (24-25). Les femmes présentant des symptômes avaient une proportion de lésions probablement bénignes presque deux fois plus élevée que les femmes asymptomatiques (24). La fréquence des lésions probablement bénignes variait selon le lieu de résidence.

1.3. OBSERVANCE À LA RECOMMANDATION DE SUIVI

Seulement 2 % à 5,5 % des femmes n'accepteront pas le suivi périodique recommandé après l'imagerie complémentaire et voudront plutôt obtenir un diagnostic histologique immédiatement (8,20,24).

Selon les recommandations canadiennes et américaines, les suivis sont habituellement à 6 et 12 mois après la mammographie et annuellement par la suite pendant une période de 2 à 3 ans si l'anomalie est stable (1-2). L'observance est élevée pour le premier suivi (81 % - 92 %), mais diminue pour chaque examen subséquent (21,32). L'observance avec tout le protocole (3 à 4 suivis) est de 32 % et 45,2 % respectivement dans les études de Helvie et Sickles, alors que Duijm *et al* observent que 29,4 % des femmes se sont présentées d'elles-mêmes à tous les suivis, proportion qui atteint 67,4 % lorsque les femmes sont rappelées par

leur médecin (21,29,32). Bien que l'observance à tous les examens de suivi semble difficile à atteindre, environ 80 % à 89 % des femmes en ont au moins un (19-22).

Au Royaume-Uni, les femmes ayant eu une recommandation de rappel précoce (« *short-term recall* ») reçoivent une invitation au moment du rappel et 98 % d'entre elles acceptent l'invitation (13,33).

1.4. FRÉQUENCE ET CARACTÉRISTIQUES DES CANCERS

La fréquence du cancer du sein parmi les rappels précoces varie de 0,3 % à 3,9 % (7-8,13,17,19-23,29,31-35). Selon les études, la période de suivi peut varier de 8 mois à 4,5 ans.

La fréquence des cancers parmi les femmes ayant eu une recommandation de rappel précoce est près de deux à trois fois plus élevée que celle des femmes ayant eu un résultat normal ou bénin (7,23,31). Dans l'étude de Yasmeen *et al*, 1,0 % des femmes ayant eu une recommandation de rappel précoce après une mammographie normale ou anormale ont reçu un diagnostic de cancer dans les 24 mois suivant leur mammographie, comparativement à 0,6 % et 0,5 % lorsque les résultats de la mammographie étaient bénins ou négatifs (23). En considérant seulement les femmes ayant eu une mammographie anormale, Kerlikowske *et al* observent des résultats similaires, 0,96 % des femmes ont un cancer après un rappel précoce comparativement à 0,33 % après un résultat bénin (7).

Au cours de la première année suivant le dépistage, la fréquence des cancers est plus grande chez les femmes avec rappel précoce (37 %) que chez celles dont le résultat de la mammographie est normal ou bénin (10 % et 13 %) (23). Dans la même étude, les cancers diagnostiqués chez les femmes ayant eu un rappel précoce sont tous de stade 0 ou I, sans envahissement ganglionnaire et dont la taille est de 20 mm ou moins; malheureusement les auteurs ne comparent pas ces résultats à ceux des femmes sans recommandation de rappel précoce.

Lors d'une première mammographie de dépistage, Kerlikowske *et al* observent que la fréquence des cancers est plus faible lorsque le rappel précoce est recommandé après une mammographie normale (0,54%) comparativement au rappel précoce recommandé après une mammographie anormale (0,96 %) (7). Les résultats de cette étude suggèrent que les cancers diagnostiqués chez les femmes ayant eu une recommandation de rappel précoce après une mammographie normale sont plus avancés comparativement aux cancers diagnostiqués après une mammographie anormale (respectivement 80,0 % et 63,2 % des cancers infiltrants ont une taille supérieure à 10 mm ; 34,7 % et 24,4 % des cancers sont de stade II ou plus). Toutefois, ces résultats devront être corroborés par d'autres études, puisque aucune différence statistiquement significative n'a été observée et les auteurs ne précisent pas si les facteurs de risque sont comparables dans les deux groupes.

1.5. AVANTAGES ET INCONVÉNIENTS DU RAPPEL PRÉCOCE

Selon Brenner et Sickles, le principal avantage du rappel précoce recommandé après l'évaluation radiologique complémentaire consiste à réduire les biopsies (ouvertes ou guidées) pour des lésions bénignes et par le fait même les coûts, l'anxiété et la morbidité qui y sont associés (36). Ces lésions ont une très faible probabilité d'être malignes, en général moins de 2 %, et les lésions malignes identifiées lors du suivi le sont à un stade précoce avec un pronostic similaire aux autres cancers détectés à la mammographie de dépistage. Dans le cadre d'un dépistage annuel, cette surveillance entraîne une mammographie unilatérale supplémentaire à 6 mois. Ces avantages ne sont pas partagés par d'autres auteurs oeuvrant dans des contextes de pratique différents. Au Royaume-Uni, où l'intervalle de dépistage est de trois ans, Wilson préfère utiliser l'aspiration à l'aiguille fine ou la biopsie par forage afin d'obtenir un diagnostic définitif, de réassurer la patiente immédiatement et de lui éviter l'anxiété d'un suivi sur une période de trois ans (37).

Une recommandation de rappel précoce peut engendrer de l'anxiété ou une morbidité psychologique qui peut durer longtemps, bien qu'elle diminue dans le temps (38-42). Une étude britannique constate que même après trois ans, les femmes ayant eu une recommandation de rappel précoce et les femmes ayant eu un résultat bénin après une aspiration à l'aiguille fine ou une biopsie chirurgicale présentent une morbidité psychologique de 1,7 à 2 fois plus élevée que les femmes ayant obtenu un résultat normal après la mammographie de dépistage (41). Chez les femmes ayant obtenu un résultat bénin après des examens d'imagerie additionnels, le niveau d'anxiété a diminué au cours de la période de trois ans pour se situer à un niveau similaire à celui des femmes ayant eu une mammographie de dépistage normale.

La biopsie chirurgicale bénigne entraîne le plus haut niveau de morbidité psychologique, comparativement aux autres examens d'investigation dont le résultat s'avère bénin ou nécessite un rappel précoce (39-42). Toutefois, les résultats sont controversés lorsque la morbidité psychologique associée à un rappel précoce est comparée à celle des femmes ayant obtenu un résultat bénin après d'autres examens effractifs. Dans les études britanniques, la morbidité psychologique ne diffère pas de façon significative entre les femmes ayant eu une recommandation de rappel précoce comparativement aux femmes ayant obtenu un résultat bénin après une aspiration à l'aiguille fine (39-41). Cependant, les auteurs ne précisent pas la nature des examens d'investigation subis par les femmes auxquelles un rappel précoce a été recommandé. Dans des études américaines, un rappel précoce recommandé après des examens d'imagerie seulement entraînait moins d'anxiété qu'un résultat bénin obtenu après une biopsie par forage (43) ou après une biopsie ou une aspiration à l'aiguille fine (44). Dans cette dernière étude, les auteurs ne précisent pas le type de biopsie.

Brett *et al* ont constaté que les femmes ayant une recommandation de rappel précoce étaient significativement plus susceptibles de visiter leur médecin traitant que les femmes ayant reçu un résultat normal après la mammographie de dépistage (40).

En résumé, le rappel précoce peut engendrer de l'anxiété, une morbidité psychologique ou une utilisation accrue des services chez la femme, ainsi que des coûts supplémentaires plus ou moins importants selon les milieux. La morbidité psychologique associée à une biopsie chirurgicale bénigne demeure plus importante que celle d'un rappel précoce.

2. OBJECTIFS

L'étude porte sur les participantes au Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) qui ont eu une première mammographie de dépistage entre mai 1998 (début du programme) et décembre 2000, qui a été jugée anormale, mais sans diagnostic de cancer à l'investigation initiale.

- Estimer la fréquence d'une recommandation de rappel précoce (3-11 mois).
- Décrire les variations de cette fréquence en fonction des caractéristiques des femmes et des types de lésions à la mammographie de dépistage.
- Mesurer l'observance à une recommandation de rappel précoce.
- Mesurer la fréquence du diagnostic de cancer parmi les femmes ayant eu une recommandation de rappel précoce.

3. MÉTHODES

3.1. SOURCES DE DONNÉES

Le système d'information du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (SI-PQDCS) recueille les données concernant les femmes qui signent le consentement à participer au programme. Le rapport de dépistage (AH-508) contient les informations concernant chaque mammographie de dépistage. Ces informations portent, entre autres, sur les caractéristiques des femmes et le résultat de la mammographie (normal ou anormal). Le rapport de confirmation diagnostique (AH-509) contient les données d'investigation d'une mammographie de dépistage anormale. Ce rapport est à la base de la présente étude puisqu'il permet de regrouper les femmes selon la recommandation de suivi après leur investigation. Les rapports de cytopathologie (AH-510) et de pathologie (AH-511) complètent l'information lorsqu'il y a cytologie ou prélèvement de tissu. Finalement, le rapport du clinicien (AH-512) est complété lorsqu'il y a un diagnostic de cancer du sein.

Le fichier des actes médicaux de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) fournit les actes facturés reliés à l'investigation d'une anomalie au sein. Pour les fins de l'étude, les actes effectués au cours d'une période de 24 mois après la mammographie de dépistage ont été retenus et regroupés selon les catégories déjà élaborées (45).

Les cancers du sein au cours de la période de suivi ont été identifiés selon une méthode déjà validée, utilisant les fichiers du SI-PQDCS (rapport du clinicien et rapport de pathologie), de la RAMQ et du fichier Med-Écho (46). Ce dernier fichier contient notamment les hospitalisations de courte durée et les chirurgies d'un jour dans les établissements de soins généraux et spécialisés.

Les données issues de la RAMQ et du fichier Med-Écho ont été obtenues après autorisation de la Commission d'accès à l'information du Québec.

3.2. POPULATION À L'ÉTUDE

L'étude inclut les femmes de 50 à 69 ans qui ont eu une première mammographie de dépistage entre mai 1998 (début du programme) et le 31 décembre 2000 et qui ont accepté de participer au programme. Cette période permet d'avoir 24 mois de suivi pour toutes les femmes et laisse suffisamment de temps pour que la majorité des informations soient saisies dans les différentes banques de données utilisées.

Au cours de la période étudiée, 322 173 femmes ont eu une première mammographie dans le cadre du PQDCS ; pour 36 154 participantes le résultat de la mammographie s'est avéré anormal, soit 11,2 % des femmes dépistées. Seul le rapport de confirmation diagnostique permet d'identifier la conclusion diagnostique et la recommandation de suivi après une mammographie anormale. Ont été exclues les femmes pour lesquelles :

- un cancer a été identifié à l'investigation initiale (1 104);
- aucun rapport de confirmation diagnostique n'a été saisi (9 329);

- l'intervalle de temps entre la mammographie de dépistage et le premier examen au rapport de confirmation diagnostique était supérieur à 90 jours ou l'intervalle de temps entre deux examens précédant la conclusion était supérieur à 90 jours suggérant que les examens ou la conclusion de l'investigation initiale n'étaient pas disponibles (1 623);
- les données disponibles étaient incomplètes (absence de conclusion, d'examens ou de toutes les dates d'examens) (1 240);
- plus d'une conclusion ou recommandation avait été portée dans un intervalle de 90 jours sans examen effractif (255). Cependant, pour les femmes présentant une conclusion différente pour chaque sein, la conclusion la plus sévère a été retenue;
- le suivi recommandé était de deux mois ou moins suggérant plutôt un rendez-vous pour un prochain examen (150);
- une mastectomie antérieure avait été pratiquée (38).

La population étudiée est constituée de 22 415 femmes ayant eu une première mammographie de dépistage anormale dont l'investigation initiale n'a pas révélé de cancer, soit 62 % des mammographies anormales. Il faut souligner qu'au début du programme, les conclusions possibles au rapport de confirmation diagnostique étaient : normal, bénin, à risque et malin, avec une recommandation de suivi pouvant s'appliquer à chaque conclusion. Pour les fins de l'étude, les conclusions bénin et à risque ont été regroupées puisque les cas « probablement bénins » étaient classés dans l'une ou l'autre de ces catégories. La conclusion « probablement bénin » a été ajoutée au rapport de confirmation diagnostique en mars 2002.

3.3. VARIABLES ET DÉFINITIONS

Les femmes ont été regroupées selon la recommandation de suivi faisant à la suite de l'investigation initiale : aucun suivi recommandé, un suivi entre 3 et 11 mois et un suivi entre 12 et 17 mois. Les femmes ayant une recommandation de suivi de 18 mois ou plus ont été classées dans le groupe n'ayant pas de suivi recommandé. Dans notre étude, le rappel précoce réfère à une recommandation de suivi entre 3 et 11 mois.

Les caractéristiques des femmes portent sur l'âge, l'utilisation antérieure de la mammographie, l'histoire d'examen clinique des seins, la présence de symptômes, les interventions antérieures aux seins (ponction, biopsie, réduction mammaire ou prothèse), l'histoire familiale de cancer du sein, la prise d'hormones de remplacement, la parité, le statut ménopausique et l'indice de masse corporelle et proviennent du questionnaire rempli par la femme lorsqu'elle passe une mammographie de dépistage. La densité mammaire évaluée par le radiologiste et les types de lésions identifiées au dépistage sont aussi présentés. Finalement, la région sociosanitaire attribuée à la femme correspond à celle où a eu lieu le dépistage.

L'investigation initiale de la femme est constituée des examens, tels que saisis dans le rapport de confirmation diagnostique, qui ont permis d'établir une première conclusion. Le premier de ces examens d'investigation devait avoir eu lieu dans les 90 jours suivant la mammographie de dépistage et l'écart entre les examens ne devait pas être supérieur à

90 jours. Le dernier examen de l'investigation initiale a été défini comme l'examen le plus effrectif qui a permis d'établir la conclusion de l'investigation initiale selon l'ordre suivant : la biopsie chirurgicale (la mastectomie partielle, la biopsie excisionnelle ou incisionnelle), la biopsie par forage (trocart, mammotome, ABBI), l'aspiration à l'aiguille fine, le dernier acte d'imagerie (incidences supplémentaires, compression, agrandissement, échographie, comparaison de clichés antérieurs) et finalement l'examen physique si tous les examens précédents étaient absents.

Il est important de souligner que les examens ayant conduit à cette première conclusion diffèrent des travaux portant sur le profil d'investigation des femmes et l'intervalle diagnostique (45). Dans le rapport de Pelletier *et al*, le profil d'investigation est établi en utilisant le fichier de facturation de la RAMQ et tient compte des examens effectués au cours de la première année suivant la mammographie de dépistage.

Pour mesurer l'observance, étant donné que très peu de rapports de confirmation diagnostique (SI-PQDCS) étaient saisis lors d'un examen de rappel précoce, nous avons utilisé les actes reliés à l'investigation d'une anomalie au sein inscrits au fichier de la RAMQ. Les femmes observent la recommandation de suivi lorsque le premier acte suivant la fin de l'investigation initiale survient au cours de la période recommandée pour le suivi (observance au suivi). Pour estimer cette période, la proportion de femmes ayant eu au moins un acte relié au sein (RAMQ) au cours des semaines suivant la mammographie de dépistage anormale a été illustrée graphiquement pour les trois groupes de femmes ayant une recommandation de suivi (3-5 mois, 6-11 mois, 12-17 mois) et pour le groupe n'ayant pas de suivi recommandé (voir l'annexe 1). Pour les trois groupes ayant une recommandation de suivi, la période du rappel s'étend respectivement de 11 à 37 semaines, de 23 à 46 semaines et de 47 à 73 semaines. Les femmes peuvent avoir consulté avant, pendant ou après la période recommandée ou à aucun moment au cours de la période étudiée, c'est-à-dire jusqu'à deux ans après la mammographie de dépistage. Cela représente une définition très libérale de l'observance selon la période recommandée.

Les cancers infiltrants ou *in situ* diagnostiqués après l'investigation initiale jusqu'à deux ans suivant la mammographie de dépistage ont été retenus.

3.4. ANALYSES STATISTIQUES

Les caractéristiques des femmes, les types de lésions, les examens de l'investigation initiale, l'observance à la recommandation de suivi, ainsi que la fréquence des cancers jusqu'à 24 mois suivant le dépistage ont été analysés pour les trois groupes suivants : aucun suivi, de 3 à 11 mois et de 12 à 17 mois. Les proportions sont comparées en utilisant le test du chi-carré et une valeur p bilatérale inférieure à 0,05 est considérée significative.

4. RÉSULTATS

4.1. FRÉQUENCE DU RAPPEL PRÉCOCE

Nos données ne permettent pas de calculer précisément la fréquence du rappel précoce parmi l'ensemble des femmes dépistées, puisque la recommandation de suivi est inconnue pour plus du tiers des mammographies anormales. En postulant que ces femmes ont eu une recommandation de suivi dans les mêmes proportions que dans la population étudiée et que les femmes ayant eu une mammographie normale n'ont pas eu de recommandation de rappel précoce, on estime que 3,2 % des femmes dépistées auraient eu une recommandation de rappel précoce entre 1998 et 2000 au Québec.

Parmi les 22 415 femmes ayant eu une première mammographie de dépistage anormale dont l'investigation initiale n'a pas révélé de cancer, 30,3 % ont eu une recommandation de rappel précoce, entre 3 et 11 mois, et 13,2 % ont une recommandation de suivi à un an ou plus (tableau 1). Pour un peu plus de la moitié des femmes (56,5 %), aucun suivi n'a été recommandé. Rappelons qu'au cours de la période étudiée, les diagnostics de bénin et à risque regroupaient les lésions probablement bénignes et que par conséquent ces catégories ont été regroupées.

Tableau 1 : Mammographies anormales selon le résultat de l'investigation initiale et le suivi recommandé

Résultat de l'investigation initiale	Suivi recommandé						Total	
	Aucun		3 à 11 mois		12 à 17 mois		n	(%)
	n	(%)	n	(%)	n	(%)		
Normal	5 023	(89,8)	226	(4,0)	343	(6,1)	5 592	(100)
Bénin	7 634	(45,4)	6 570	(39,1)	2 619	(15,6)	16 823	(100)
Total	12 657	(56,5)	6 796	(30,3)	2 962	(13,2)	22 415	(100)

Au cours de la période étudiée, le programme de dépistage avait débuté dans douze régions du Québec. Le rappel précoce varie de 9,7 % à 57,8 % selon les régions (tableau 2). En général, le rappel précoce à 3-11 mois est plus utilisé que le rappel à 12-17 mois, à l'exception de l'Estrie où le rappel à 12-17 mois est plus fréquent qu'à 3-11 mois et le Nord-du-Québec où le rappel à 3-11 mois est autant utilisé que le rappel à 12-17 mois.

Tableau 2 : Rappel précoce selon la région

Région du dépistage	Suivi recommandé						Total	
	Aucun		3 à 11 mois		12 à 17 mois		n	(%)
	n	(%)	n	(%)	n	(%)		
Capitale-Nationale	1 143	(33,6)	1 967	(57,8)	292	(8,6)	3 402	(100)
Mauricie et Centre-du-Québec	1 303	(61,8)	585	(27,7)	222	(10,5)	2 110	(100)
Estrie	669	(77,8)	83	(9,7)	108	(12,6)	860	(100)
Montréal	2 890	(61,7)	1 116	(23,8)	677	(14,5)	4 683	(100)
Outaouais	769	(60,8)	276	(21,8)	220	(17,4)	1 265	(100)
Abitibi-Témiscamingue	474	(60,8)	259	(33,2)	46	(5,9)	779	(100)
Nord-du-Québec	25	(45,5)	15	(27,3)	15	(27,3)	55	(100)
Chaudière-Appalaches	1 205	(61,0)	645	(32,7)	124	(6,3)	1 974	(100)
Laval	812	(57,9)	404	(28,8)	186	(13,3)	1 402	(100)
Lanaudière	692	(43,9)	449	(28,5)	435	(27,6)	1 576	(100)
Laurentides	494	(48,3)	322	(31,5)	207	(20,2)	1 023	(100)
Montérégie	2 181	(66,4)	675	(20,5)	430	(13,1)	3 286	(100)
Total	12 657	(56,5)	6 796	(30,3)	2 962	(13,2)	22 415	(100)

4.2. CARACTÉRISTIQUES DES FEMMES

Le tableau 3 présente les caractéristiques des femmes selon le suivi recommandé. En général, les nombres étant suffisamment grands, les écarts même petits sont statistiquement significatifs. Le rappel précoce est plus élevé lorsque les femmes n'ont pas eu de mammographie antérieure (38,2 %), comparativement aux femmes qui déclarent avoir déjà eu une mammographie (28,5 %). Les femmes ayant subi une réduction mammaire ont plus souvent un rappel précoce (36,6 %) que celles qui n'en ont pas eue (30,1 %). Les femmes qui ont déjà porté une prothèse mammaire sont aussi plus susceptibles d'avoir un rappel précoce (44,8 %) que les femmes qui n'en ont jamais portée (30,3 %). Les femmes sans antécédents de ponction ont plus souvent un rappel précoce (30,7 %), comparativement à celles qui ont déjà eu une ponction (24,4 %). Le rappel précoce diminue lorsque la densité mammaire augmente, de 35,4 % lorsque la densité mammaire est faible à 27,1 % lorsque la densité est élevée ; les lésions seraient moins identifiées dans les seins denses. D'autre part, l'âge n'est pas un facteur influençant le rappel précoce.

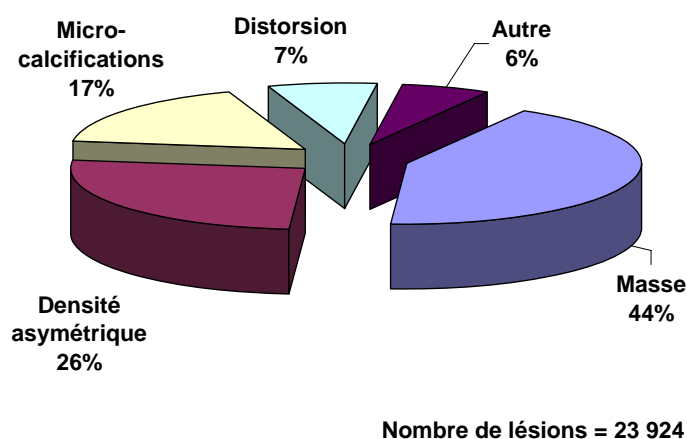
Tableau 3 : Caractéristiques des femmes selon le suivi recommandé

Caractéristiques	Suivi recommandé						Valeur p
	Aucun		3 à 11 mois		12 à 17 mois		
	n	(%)	n	(%)	n	(%)	
Groupe d'âge							0,6687
50-54	5 028	(56,3)	2 717	(30,4)	1 190	(13,3)	
55-59	3 333	(57,4)	1 735	(29,9)	739	(12,7)	
60-64	2 347	(55,7)	1 285	(30,5)	580	(13,8)	
65-69	1 949	(56,3)	1 059	(30,6)	453	(13,1)	
Mammographie antérieure							< ,0001
oui	10 613	(58,1)	5 215	(28,5)	2 454	(13,4)	
non	2 044	(49,5)	1 581	(38,2)	508	(12,3)	
Examen clinique des seins l'année précédente							0,0071
oui	8 904	(57,1)	4 664	(29,9)	2 014	(12,9)	
non	3 753	(54,9)	2 132	(31,2)	948	(13,9)	
Présence de symptômes (écoulement masse inversion)							0,0149
oui	709	(58,9)	321	(26,7)	174	(14,5)	
non	11 948	(56,3)	6 475	(30,5)	2 788	(13,1)	
Douleur aux seins							0,9092
oui	1 327	(56,9)	702	(30,1)	304	(13,0)	
non	11 330	(56,4)	6 094	(30,3)	2 658	(13,2)	
Réduction mammaire							< ,0001
oui	342	(48,2)	260	(36,6)	108	(15,2)	
non	12 315	(56,7)	6 536	(30,1)	2 854	(13,1)	
Antécédents de ponction							< ,0001
oui	891	(62,6)	348	(24,4)	185	(13,0)	
non	11 766	(56,1)	6 448	(30,7)	2 777	(13,2)	
Antécédents de biopsie							0,0302
oui	976	(53,6)	595	(32,6)	251	(13,8)	
non	11 681	(56,7)	6 201	(30,1)	2 711	(13,2)	
Prothèse mammaire							0,0081
actuelle	185	(61,5)	88	(29,2)	28	(9,3)	
passée	38	(43,7)	39	(44,8)	10	(11,5)	
non	12 434	(56,5)	6 669	(30,3)	2 924	(13,3)	
Histoire familiale de cancer du sein							0,0027
oui	1 672	(55,4)	887	(29,4)	460	(15,2)	
non	10 846	(56,7)	5 825	(30,4)	2 458	(12,8)	
inconnu	139	(52,1)	84	(31,4)	44	(16,5)	
Prise d'hormones							< ,0001
actuelle	6 975	(58,0)	3 455	(28,7)	1 591	(13,2)	
passée	836	(54,2)	485	(31,4)	222	(14,4)	
non	4 846	(54,8)	2 856	(32,3)	1 149	(13,0)	
Grossesse antérieure							0,0057
oui	10 612	(56,8)	5 579	(29,9)	2 482	(13,3)	
non	2 045	(54,7)	1 217	(32,5)	480	(12,8)	
Ménopausée							0,2733
oui	10 709	(56,4)	5 730	(30,2)	2 535	(13,4)	
non	1 948	(56,6)	1 066	(31,0)	427	(12,4)	
Indice de masse corporelle (kg/m ²) (n = 22 365)							0,0033
19 ou moins	722	(56,1)	400	(31,1)	165	(12,8)	
20-24	5 411	(57,8)	2 742	(29,3)	1 215	(13,0)	
25-29	4 233	(56,5)	2 245	(29,9)	1 014	(13,5)	
30-34	1 626	(54,4)	967	(32,3)	398	(13,3)	
35 ou plus	645	(52,6)	417	(34,0)	165	(13,4)	
Densité mammaire (n = 22 415)							< ,0001
< 25 %	2 548	(52,1)	1 732	(35,4)	614	(12,6)	
25-49 %	4 986	(56,6)	2 677	(30,4)	1 143	(13,0)	
50-75 %	4 122	(59,1)	1 917	(27,5)	942	(13,5)	
> 75 %	1 001	(57,7)	470	(27,1)	263	(15,2)	

4.3. TYPES DE LÉSIONS AU DÉPISTAGE

Seulement deux femmes n'avaient pas de lésion inscrite au rapport de dépistage. Pour la majorité (80,0 %) des femmes, une seule lésion a été identifiée, alors que 15,6 % des femmes présentaient deux lésions et 4,4 % trois lésions. Au total, 23 924 lésions ont été identifiées, principalement une masse, suivie de la densité asymétrique, des microcalcifications ou de la distorsion (figure 1).

Figure 1 : Lésions identifiées à la mammographie de dépistage



Les microcalcifications engendrent relativement plus souvent une recommandation de suivi (59,8 %) et principalement un rappel précoce (39,7 %) (tableau 4). En présence de distorsion, on recommande moins souvent un suivi, l'investigation ayant permis d'obtenir un résultat clair.

Tableau 4 : Types de lésions identifiées à la mammographie de dépistage selon le suivi recommandé

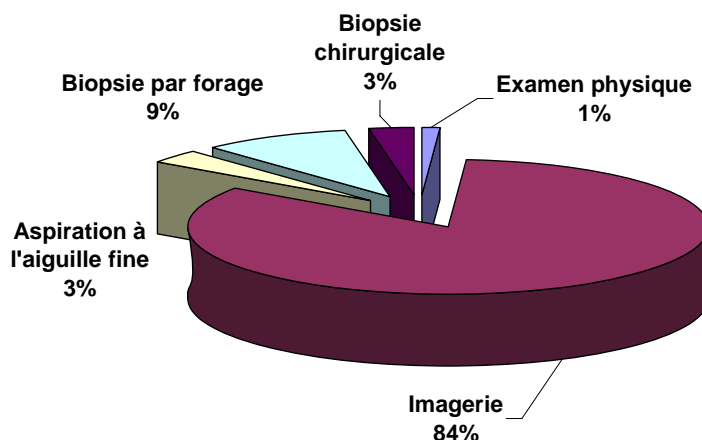
Types de lésions*	Suivi recommandé						Total	
	Aucun		3 à 11 mois		12 à 17 mois		n	(%)
	n	(%)	n	(%)	n	(%)		
Masse	5 956	(58,1)	3 033	(29,6)	1 261	(12,3)	10 250	(100)
Densité asymétrique	3 667	(58,7)	1 881	(30,1)	696	(11,1)	6 244	(100)
Microcalcifications	1 680	(40,2)	1 657	(39,7)	838	(20,1)	4 175	(100)
Distorsion	1 133	(63,8)	407	(22,9)	236	(13,3)	1 776	(100)
Autre	902	(61,0)	391	(26,4)	186	(12,6)	1 479	(100)
Au moins 1 lésion	12 655	(56,5)	6 796	(30,3)	2 962	(13,2)	22 413	(100)

* Plus d'une lésion pouvant être identifiée par femme, la somme des lésions est supérieure au nombre de femmes.

4.4. DERNIER EXAMEN DE L'INVESTIGATION INITIALE

Pour 18 710 femmes (83,5 %), un examen d'imagerie a permis de conclure l'investigation initiale, alors que 726 (3,2 %) femmes ont eu recours à l'aspiration à l'aiguille fine, 2 073 (9,2 %) à une biopsie par forage et 630 (2,8 %) à une biopsie chirurgicale (figure 2). Finalement, 266 femmes (1,2 %) avaient uniquement un examen physique inscrit au rapport de confirmation diagnostique.

Figure 2 : Dernier examen de l'investigation initiale



Des différences quant à la recommandation d'un rappel précoce sont observées selon l'examen qui a permis de clore l'investigation initiale (tableau 5). La fréquence d'une recommandation de rappel précoce est de 26,8 % après une biopsie chirurgicale, de 27,5 % après l'imagerie et de 55,6 % après une biopsie par forage. Plus de deux femmes sur trois, dont la biopsie par forage s'est avérée le dernier examen de l'investigation initiale, ont eu une recommandation de suivi à un intervalle inférieur à deux ans.

Tableau 5 : Dernier examen de l'investigation initiale selon le suivi recommandé

Dernier examen de l'investigation initiale	Suivi recommandé						Total	
	Aucun		3 à 11 mois		12 à 17 mois		n	(%)
	n	(%)	n	(%)	n	(%)		
Examen physique	115	(43,2)	102	(38,3)	49	(18,4)	266	(100)
Imagerie	11 067	(59,2)	5 148	(27,5)	2 495	(13,3)	18 710	(100)
Aspiration à l'aiguille fine	424	(58,4)	221	(30,4)	81	(11,2)	726	(100)
Biopsie par forage	646	(31,2)	1 153	(55,6)	274	(13,2)	2 073	(100)
Biopsie chirurgicale	400	(63,5)	169	(26,8)	61	(9,7)	630	(100)
Autre non spécifié	5	(50,0)	3	(30,0)	2	(20,0)	10	(100)
Total	12 657	(56,5)	6 796	(30,3)	2 962	(13,2)	22 415	(100)

L'annexe 2 présente la fréquence du rappel précoce selon la région et le dernier examen de l'investigation initiale. La fréquence du rappel précoce varie de 10,7 % à 49,5 % lorsque l'imagerie permet de conclure et de 9,5 % à 90,7 % à la suite d'une biopsie par forage bénigne. Quel que soit l'examen, la fréquence du rappel précoce est plus élevée dans la région de la Capitale-Nationale.

4.5. OBSERVANCE À LA RECOMMANDATION DE RAPPEL PRÉCOCE

Pour mesurer l'observance, le groupe de femmes ayant une recommandation de rappel précoce a été scindé en deux : 3-5 mois et 6-11 mois. La figure 3 illustre le pourcentage cumulatif de femmes ayant eu au moins un acte relié à l'investigation d'une anomalie au sein après leur investigation initiale. On constate que plus le rappel est court, plus les femmes sont susceptibles d'avoir eu au moins un acte. Ainsi, 89,1 % des femmes ayant une recommandation de suivi à 3-5 mois ont eu au moins un examen, 86,0 % lorsque le suivi recommandé est de 6-11 mois et 67,1 % lorsque le suivi recommandé est de 12-17 mois. Près du tiers des femmes (31,9 %) n'ayant pas de recommandation de suivi ont eu au moins un examen au cours des deux ans; même si aucun suivi ne leur avait été recommandé après l'investigation, ces femmes et leur médecin ont pu juger opportun de passer un nouvel examen.

Les courbes de la figure 3 se superposent dans les premières semaines pour se détacher par la suite au moment de la période prévue pour le suivi. Les femmes se sont conformées à la recommandation de suivi lorsque le premier acte suivant la fin de l'investigation initiale a été facturé à la RAMQ pendant la période prévue pour le suivi. Ainsi, respectivement 71,0 %, 63,5 % et 44,1 % des femmes ont observé leur suivi, selon que la recommandation était à 3-5 mois, 6-11 mois ou 12-17 mois (tableau 6).

Figure 3 : Pourcentage cumulé de femmes ayant eu au moins un examen après l'investigation initiale selon le suivi recommandé

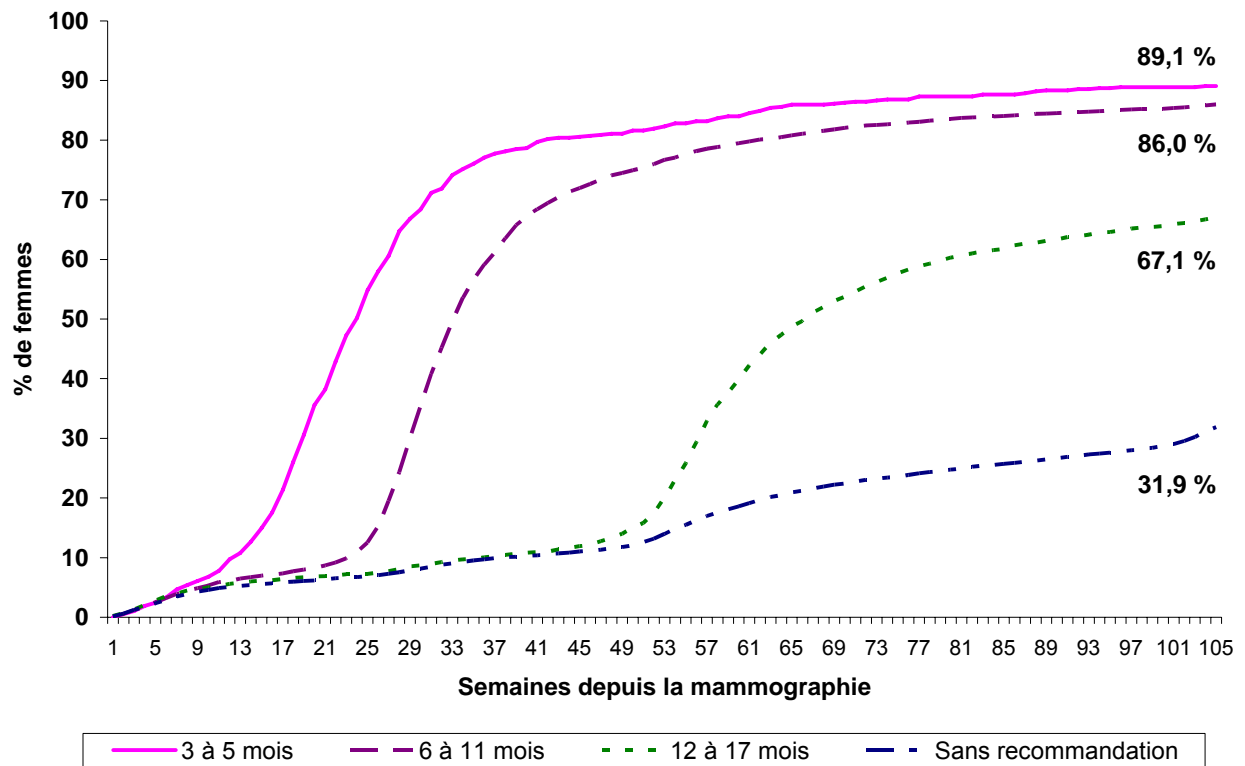


Tableau 6 : Observance à la recommandation de suivi

Suivi recommandé	Période prévue de suivi*						Aucun acte		Total	
	Avant		Pendant		Après		n	(%)	n	(%)
	n	(%)	n	(%)	n	(%)				
3 à 5 mois	39	(6,8)	409	(71,0)	65	(11,3)	63	(10,9)	576	(100)
6 à 11 mois	568	(9,2)	3 930	(63,5)	827	(13,4)	868	(14,0)	6 193	(100)
12 à 17 mois	358	(12,1)	1 304	(44,1)	319	(10,8)	973	(32,9)	2 954	(100)

* La période prévue de suivi varie selon les groupes ; elle est de 11 à 37 semaines pour le groupe ayant une recommandation de suivi à 3-5 mois, de 23 à 46 semaines pour le groupe ayant une recommandation à 6-11 mois et de 47 à 73 semaines pour le groupe ayant une recommandation à 12-17 mois.

4.6. FRÉQUENCE DU CANCER DU SEIN

Après une mammographie anormale dont l'investigation initiale n'a pas révélé de cancer, 148 femmes ont eu un diagnostic de cancer du sein au cours des deux années suivant la mammographie de dépistage (tableau 7). La fréquence du diagnostic de cancer chez les femmes ayant eu un rappel précoce est de 1,15 %, près de trois fois plus élevée que celle des femmes n'ayant pas eu de recommandation de suivi (0,42 %). Les femmes pour lesquelles un suivi à 12-17 mois était recommandé présentent un pourcentage de cancers (0,58 %) semblable à celles qui n'ont pas eu de recommandation de suivi. Les femmes qui ont observé la période prévue du suivi à 3-11 mois ont une fréquence de cancers plus élevée que les autres femmes du même groupe (1,34 % et 0,82 %), mais la différence n'est pas statistiquement significative.

Tableau 7 : Cancers diagnostiqués selon le suivi recommandé

Suivi recommandé	Nombre de femmes	Nombre de cancers	Pourcentage de cancers (%)	IC - 95 %
Aucun	12 593	53	0,42	(0,31 ; 0,53)
3 à 11 mois	6 769	78	1,15	(0,90 ; 1,41)
<i>observance au suivi</i>	4 339	58	1,34	(0,99 ; 1,68)
<i>non-observance</i>	2 430	20	0,82	(0,46 ; 1,18)
12 à 17 mois	2 954	17	0,58	(0,30 ; 0,85)
<i>observance au suivi</i>	1 304	7	0,54	(0,14 ; 0,93)
<i>non-observance</i>	1 650	10	0,61	(0,23 ; 0,98)

Dans le groupe des 3-11 mois, 56,4 % des cancers ont été diagnostiqués dans la première année, comparativement à 41,2 % (12-17 mois) et 30,2 % (aucun suivi) pour les autres groupes (tableau 8).

Tableau 8 : Cancers diagnostiqués selon l'année et le suivi recommandé

Suivi recommandé	Année du diagnostic du cancer				Total	
	1 ^{re} année		2 ^e année		n	(%)
	n	(%)	n	(%)		
Aucun suivi	16	(30,2)	37	(69,8)	53	(100)
3 à 11 mois	44	(56,4)	34	(43,6)	78	(100)
12 à 17 mois	7	(41,2)	10	(58,8)	17	(100)
Total	67	(45,3)	81	(54,7)	148	(100)

Des cancers diagnostiqués au cours de la période de deux ans, 79,7 % sont de type infiltrant et 20,3 % de type *in situ* (tableau 9). Il n'y a pas de différence statistiquement significative entre les groupes.

Tableau 9 : Cancers diagnostiqués selon le type et le suivi recommandé

Suivi recommandé	Type de cancer				Total	
	Infiltrant		<i>In situ</i>		n	(%)
	n	(%)	n	(%)		
Aucun suivi	45	(84,9)	8	(15,1)	53	(100)
3 à 11 mois	61	(78,2)	17	(21,8)	78	(100)
12 à 17 mois	12	(70,6)	5	(29,4)	17	(100)
Total	118	(79,7)	30	(20,3)	148	(100)

5. DISCUSSION

Les participantes au programme ont le choix d'aller ou non dans les centres de référence pour investigation désignés par le programme, après un résultat anormal à la mammographie de dépistage. Il en résulte que les informations concernant leur investigation peuvent ne pas être saisies ou être saisies partiellement au SI-PQDCS. Ainsi, au cours de la période étudiée de 1998 à 2000, seulement 62 % des mammographies anormales avaient un rapport de confirmation diagnostique complet au SI-PQDCS. Ce rapport représente la seule source de données disponible sur la recommandation de suivi. La saisie des rapports s'est améliorée avec le temps ; elle est passée à 84,2 % en 2003. De plus, nous avons vérifié si le dernier examen de l'investigation initiale figurait au fichier de la Régie de l'assurance maladie du Québec. Une bonne concordance entre les deux sources de données a été constatée (voir l'annexe 3).

En raison de l'absence de plusieurs rapports de confirmation diagnostique, nous avons dû estimer la fréquence du rappel précoce parmi les femmes dépistées. Or il est probable que les hypothèses sous-jacentes à cette estimation ne soient pas tout à fait rencontrées. Toutefois, la fréquence estimée de rappel précoce à 3,2 % se compare aux fréquences observées dans les études des États-Unis, de l'Uruguay et de l'Espagne où la fréquence varie de 1,2 % à 6,5 % des femmes dépistées (7,17-22). Par contre, les études du Royaume-Uni et de l'Australie présentent une fréquence de rappel précoce très faible, inférieure à 0,5 % des femmes dépistées (6,13-16). En raison de la proximité géographique et des lieux de formation des médecins, on peut penser que la pratique au Québec reflète davantage celle observée aux États-Unis. De plus, la période étudiée correspond au début du PQDCS, aux premières expériences dans le cadre d'un programme organisé de dépistage et il n'y a pas de lecteur spécialisé en dépistage au Québec contrairement au Royaume-Uni et à l'Australie. Les milieux et contextes de pratique sont aussi différents entre les pays.

Bien que nous ayons estimé à 3,2 % la proportion des femmes dépistées ayant eu une recommandation de rappel précoce, cela représente 30,3 % des mammographies anormales. Cette fréquence est peu rapportée dans les études et présente de grands écarts. Elle varie de 0,4 % à 13 % des mammographies anormales dans certains programmes du Royaume-Uni et de l'Australie (13-14,16), mais concerne près de trois femmes sur quatre dans l'étude de Vizcaíno *et al* en Espagne (22). De plus, au Québec, la fréquence du rappel précoce varie selon les régions de 9,7 % à 57,8 % des mammographies anormales. Bien que d'autres études aient aussi constaté des variations selon le lieu de résidence ou le lieu de pratique dans l'utilisation du rappel précoce (14,23-25), ces différences mériteraient d'être mieux comprises.

La fréquence du rappel précoce varie selon l'examen permettant de conclure l'investigation initiale. Elle est beaucoup plus élevée lorsqu'une biopsie par forage (55,6 %) a été pratiquée que lorsque seule l'imagerie (27,5 %) a permis d'obtenir un diagnostic. Au Royaume-Uni, Banks *et al* ont aussi observé que le rappel précoce est plus fréquent après des procédures effractives (38 %) qu'après les examens radiologiques ou cliniques (8 %) (14). Cette

fréquence peut également refléter une pratique qui recommande une surveillance mammographique à 6 ou 12 mois lorsqu'une biopsie par forage s'avère bénigne (47-49).

Dans notre étude, l'observance est meilleure lorsque le suivi recommandé est court, de 71,0 % pour un suivi recommandé à 3-5 mois à 44,1 % pour un suivi d'un an. En ajoutant les femmes qui ne reviennent pas spécifiquement pendant la période prévue, 89 % et 86 % des femmes ayant eu une recommandation de suivi à 3-5 mois ou 6-11 mois ont eu au moins un examen dans les deux ans suivant la mammographie. Cette fréquence peut être sous-estimée, puisque des femmes ont pu obtenir une échographie des seins en clinique privée, examen qui ne figure pas dans les fichiers consultés pour établir l'observance, puisqu'il n'est pas facturé à la RAMQ. D'autres études ont aussi constaté que 80 % à 89 % des femmes ont au moins un examen au cours d'une période de deux ans (19-22). Il semble qu'une lettre envoyée aux femmes au moment du rappel favoriserait l'observance à la recommandation (29,33,49). D'autre part, notre période d'analyse de deux ans est trop courte pour évaluer l'influence à long terme d'un résultat faux-positif sur la participation au dépistage.

La fréquence des cancers observée au Québec est de 1,15 % pour les rappels précoces, 2,8 fois supérieure à la fréquence observée (0,41 %) dans le groupe sans recommandation de suivi. Cette fréquence est semblable à celle observée dans plusieurs études où elle varie de 0,3 % à 3,9 % (7-8,13,17,19-23,29,31-35) et se situe dans les limites de celle attendue pour des lésions probablement bénignes, soit moins de 2 % (1,2).

Les cancers sont diagnostiqués plus souvent la première année (56,4 %) lorsqu'un rappel précoce est recommandé, comparativement aux femmes n'ayant pas de recommandation de suivi (30,2 %). Selon les études, la proportion de cancers diagnostiqués la première année varie de 37 % à 71 % lorsqu'un rappel précoce est recommandé (7,23). Les données concernant la taille des cancers et l'envahissement ganglionnaire n'étaient pas disponibles au moment de l'étude.

En conclusion, on a estimé que 3,2 % des femmes dépistées au début du programme de dépistage au Québec ont eu une recommandation de rappel précoce (3-11 mois), représentant 30,3 % des mammographies anormales. La fréquence du rappel précoce se compare aux résultats observés dans la plupart des études américaines, mais demeure beaucoup plus élevée que les résultats obtenus et recommandés au Royaume-Uni et en Australie. La fréquence du cancer est inférieure à 2 % lorsqu'un rappel précoce est recommandé, fréquence plus élevée comparativement aux femmes n'ayant pas eu de recommandation de suivi. Le défi consiste à réduire le nombre de femmes ayant un rappel précoce, sans augmenter le nombre de biopsies bénignes et sans se retrouver avec des cancers plus sévères dans deux ans. Les conséquences d'un rappel précoce pour les femmes et leur influence sur leur participation au programme devront être analysées.

RÉFÉRENCES

- (1) Comité directeur des guides de pratique clinique pour la prise en charge et le traitement du cancer du sein. « 2. Investigation des lésions détectées par la mammographie ». *J Assoc Med Can*, février 1998, vol. 158 (3 Suppl), p. SF11-SF17.
- (2) American College of Radiology (ACR). Breast Imaging Reporting and Data System Atlas (BI-RADS Atlas), Reston, Va., 2003.
- (3) Wilson R, Liston J. *Clinical guidelines for breast cancer screening assessment*. Sheffield, NHSBSP Publication No 49, second edition, January 2005, 24 p.
- (4) Liston J, Wilson R. *Quality assurance guidelines for breast cancer screening radiology*. Sheffield, NHSBSP Publication No 59, January 2005, 28 p.
- (5) European Commission, Europe Against Cancer. *European Guidelines for Quality Assurance in Mammography Screening*. N. Perry *et al* (editors), Third Edition, Luxembourg, Office for Official Publications of the European Communities, 2001, 366 p.
- (6) National Quality Management Committee of BreastScreen Australia. *National Accreditation Standards, BreastScreen Australia Quality Improvement Program*. November 2004.
- (7) Kerlikowske K, Smith-Bindman R, Abraham LA, Lehman CD, Yankaskas BC, Ballard-Barbash R, Barlow WE, Voeks JH, Geller BM, Carney PA, Sickles EA. Breast cancer yield for screening mammographic examinations with recommendation for short-interval follow-up. *Radiology* 2005, 234(3) : 684-692.
- (8) Sickles EA. Probably benign breast lesions: when should follow-up be recommended and what is the optimal follow-up protocol? *Radiology* 1999 Oct; 213(1) : 11-14.
- (9) Sickles EA. Management of probably benign breast lesions. *Radiol Clin North Am* 1995 Nov; 33(6) : 1123-1130.
- (10) Rubin E. Six-month follow-up: an alternative view. *Radiology* 1999 Oct; 213(1) : 15-18.
- (11) Hall FM. Probably benign breast nodules: follow-up of selected cases without initial full problem-solving imaging. *Radiology* 1995 Feb; 194(2) : 305.
- (12) Ong GJ, Austoker J, Michell M. Early rescreen/recall in the UK National Health Service breast screening programme : epidemiological data. *J Med Screen* 1998, 5(3) : 146-155.

- (13) Dawson JS, Wilson RM. Short-term recall for probably benign mammographic lesions detected in a three yearly screening programme. *Clinical Radiology* 1994, 49 : 391-395.
- (14) Banks E, Reeves G, Beral V, *et al.* Predictors of outcome of mammography in the National Health Service Breast Screening Programme. *J Med Screen* 2002; 9 : 74-82.
- (15) Cancer Screening Evaluation Unit. *Breast screening results from the NHSBSP (England, Wales, Scotland & Northern Ireland), 2003/04.* Institute of Cancer Research, July 2005.
- (16) BreastScreen Victoria. *Annual statistical report, 2002.* Carlton South, Victoria : BreastScreen Victoria, 2004, 60 p.
- (17) Sickles EA. Nonpalpable, circumscribed, noncalcified solid breast masses : likelihood of malignancy based on lesion size and age of patient. *Radiology* 1994 Aug; 192 : 439-442.
- (18) Sickles EA. Commentary on Dr Rubin's viewpoint. *Radiology* 1999 Oct; 213(1) : 19-20.
- (19) Varas X, Leborgne F, Leborgne JH. Nonpalpable, probably benign lesions : role of follow-up mammography. *Radiology* 1992 Aug; 184(2) : 409-414.
- (20) Varas X, Leborgne JH, Leborgne F, Mezzera J, Jaumandreu S, Leborgne F. Revisiting the mammographic follow-up of BI-RADS category 3 lesions. *AJR Am J Roentgenol* 2002 Sep; 179 (3) : 691-695.
- (21) Helvie MA, Pennes DR, Rebner M, Adler DD. Mammographic follow-up of low-suspicion lesions : compliance rate and diagnostic yield. *Radiology* 1991 Jan; 178(1) : 155-158.
- (22) Vizcaíno I, Gadea L, Andreo L, Salas D, Ruiz-Perales F, Cuevas D, Herranz C, Bueno F; Screening Program Working Group. Short-term follow-up results in 795 nonpalpable probably benign lesions detected at screening mammography. *Radiology* 2001 May; 219(2) : 475-483.
- (23) Yasmeen S, Romano PS, Pettinger M, Chlebowski RT, Robbins JA, Lane DS, Hendrix SL. Frequency and predictive value of a mammographic recommendation for short-interval follow-up. *J Natl Cancer Inst* 2003 Mar 19, 95(6) : 429-436.
- (24) Caplan LS, Blackman D, Nadel M, Monticciolo DL. Coding mammograms using the classification "probably benign finding—short interval follow-up suggested". *AJR Am J Roentgenol* 1999 Feb; 172(2) : 339-342.

- (25) Monticciolo DL, Caplan LS. The American College of Radiology's BI-RADS 3 Classification in a Nationwide Screening Program: current assessment and comparison with earlier use. *Breast J* 2004 Mar-Apr; 10(2) : 106-110.
- (26) Taplin SH, Ichikawa LE, Kerlikowske K, Ernster VL, Rosenberg RD, Yankaskas BC, Carney PA, Geller BM, Urban N, Dignan MB, Barlow WE, Ballard-Barbash R, Sickles EA. Concordance of breast imaging reporting and data system assessments and management recommendations in screening mammography. *Radiology* 2002 Feb; 222(2) : 529-535.
- (27) Lynge E, Olsen AH, Fracheboud J, Patnick J. Reporting of performance indicators of mammography screening in Europe. *European Journal of Cancer Prevention* 2003; 12 : 213-222.
- (28) Maes RM, Dronkers DJ, Hendriks JHCL, Thijssen MAO, Nab HW. Do non-specific minimal signs in a biennial mammographic breast cancer screening programme need further diagnostic assessment. *The British Journal of Radiology* 1997 Jan; 70 : 34-38.
- (29) Duijm LEM, Zaat JOM, Guit GL. Nonpalpable, probably benign breast lesions in general practice: the role of follow-up mammography. *British Journal of General Practice* 1998, Jul; 48 : 1421-1423.
- (30) Duijm LEM, Groenewoud JH, Jansen FH, Fracheboud J, van Beek M, de Koning HJ. Mammography screening in The Netherlands: delay in the diagnosis of breast cancer after breast cancer screening. *British Journal of Cancer* 2004, 91(10) : 1795-1799.
- (31) Zonderland HM, Pope TL, Nieborg AJ. The positive predictive value of the breast imaging reporting and data system (BI-RADS) as a method of quality assessment in breast imaging in a hospital population. *Eur Radiol* 2004, 14 : 1743-1750.
- (32) Sickles EA. Periodic mammographic follow-up of probably benign lesions : results in 3,184 consecutive cases. *Radiology* 1991 May; 179(2) : 463-468.
- (33) NHS Cancer Screening Programmes. *Changing lives, NHS Breast Screening Programme : Annual Review 2004*. NHSBSP, 2004, 23 p.
- (34) Aspetegua L, Pina L, Inchusta M, Mellado M, Franquet T, De Miguel C, Lopez-Cousillas A, Reparaz B. Nonpalpable, well-defined, probably benign breast nodule : management by fine-needle aspiration biopsy and long-interval follow-up mammography. *Eur Radiol* 1997, 7 : 1235-1239.
- (35) Rosen EL, Baker JA, Scott Soo M. Malignant lesions initially subjected to short-term mammographic follow-up. *Radiology* 2002 April; 223(1) : 221-228.

- (36) Brenner RJ, Sickles EA. Surveillance mammography and stereotactic core breast biopsy for probably benign lesions: a cost comparison analysis. *Acad Radiol* 1997 Jun; 4(6) : 419-425.
- (37) Wilson R. Management of probably benign breast lesions. *Radiology* 1995; 194(3) : 912.
- (38) Ong G, Austoker J. Recalling women for further investigation of breast screening: women's experiences at the clinic and afterwards. *J Public Health Med* 1997 Mar;19(1) : 29-36.
- (39) Ong G, Austoker J, Brett J. Breast screening : adverse psychological consequences one month after placing women on early recall because of a diagnostic uncertainty. A multicentre study. *J Med Screen* 1997, 4 : 158-168.
- (40) Brett J, Austoker J, Ong G. Do women who undergo further investigation for breast screening suffer adverse psychological consequences? A multi-centre follow-up study comparing different breast screening result groups five months after their last breast screening appointment. *J Publ Health Med* 1998, 20(4) : 396-403.
- (41) Brett J, Austoker J. Women who are recalled for further investigation for breast screening: psychological consequences 3 years after recall and factors affecting re-attendance. *J Publ Health Med* 2001, 23(4) : 292-300.
- (42) Brett J, Bankhead C, Henderson B, Watson E, Austoker J. The psychological impact of mammographic screening. A systematic review. *Psycho-Oncology* 2005 Nov; 14(11) : 917-938.
- (43) Lindfors KK, O'Connor J, Acredolo CR, Liston SE. Short-interval follow-up mammography versus immediate core biopsy of benign breast lesions: assessment of patient stress. *AJR Am J Roentgenol* 1998 Jul;171(1) : 55-58.
- (44) Barton MB, Morley DS, Moore S, Allen JD, Kleinman KP, Emmons KM, Fletcher SW. Decreasing women's anxieties after abnormal mammograms: A controlled trial. *J Natl Cancer Inst* 2004 Apr 7, 96(7) : 529-538.
- (45) Pelletier É, Major D, Brisson J. *Développement d'algorithmes permettant d'identifier les interventions et les délais liés à l'investigation diagnostique à la suite d'une mammographie de dépistage anormale. Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS)*. Institut national de santé publique du Québec, 2005, 39 p.

- (46) Théberge I, Major D, Langlois A, Brisson J. *Validation de stratégies pour obtenir le taux de détection du cancer, la valeur prédictive positive, la proportion des cancers in situ, la proportion des cancers infiltrants de petite taille et la proportion des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire dans le cadre des données fournies par le programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS)*. Institut national de santé publique du Québec, 2003, 31 p.

- (47) Burns RP, Brown JP, Roe SM, Sprouse LR, Yancey AE, Witherspoon LE. Stereotactic core-needle breast biopsy by surgeons. *Annals of Surgery* 2000 Oct; 232(4) : 542-548.

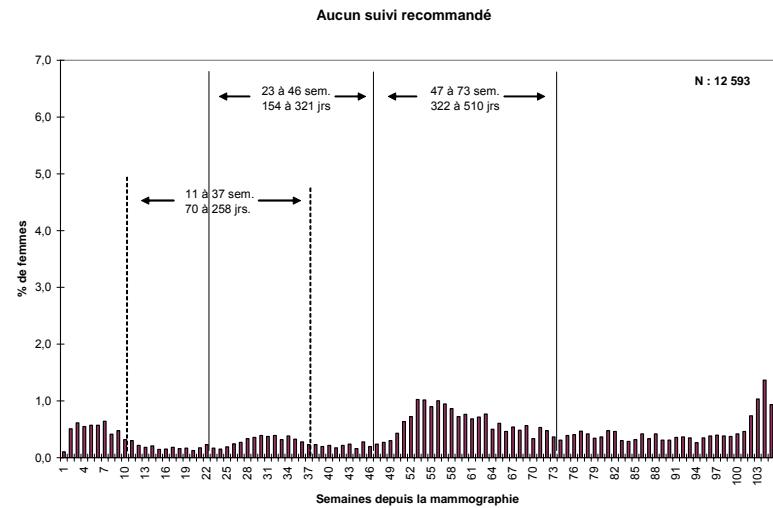
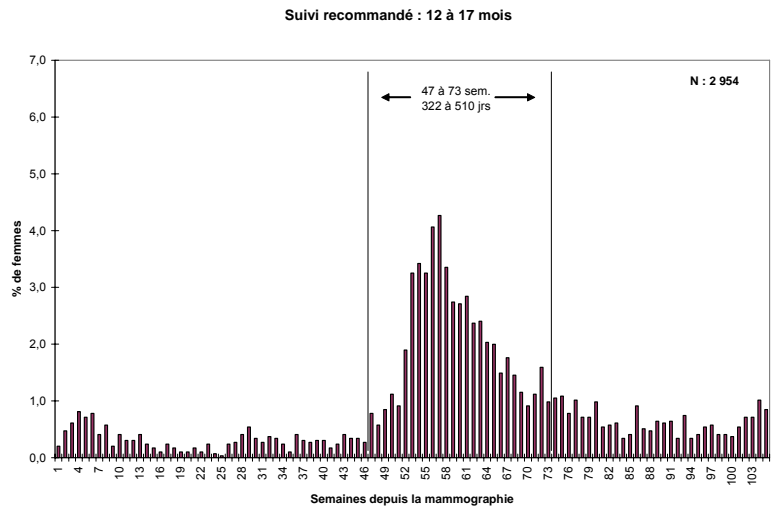
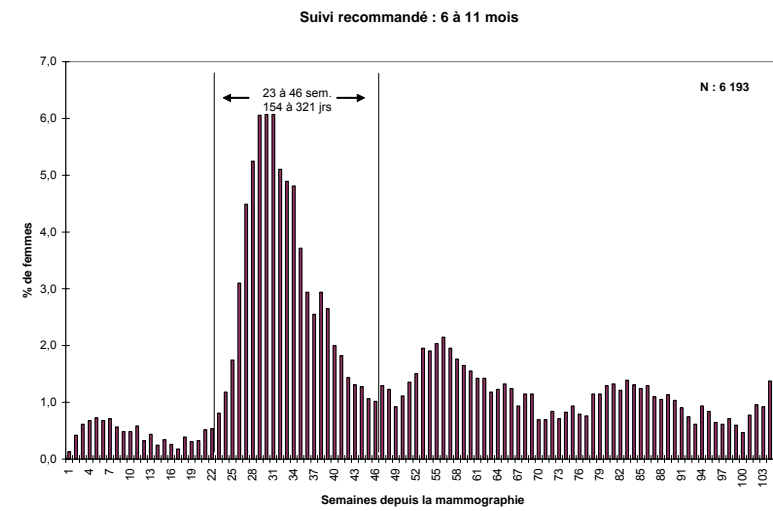
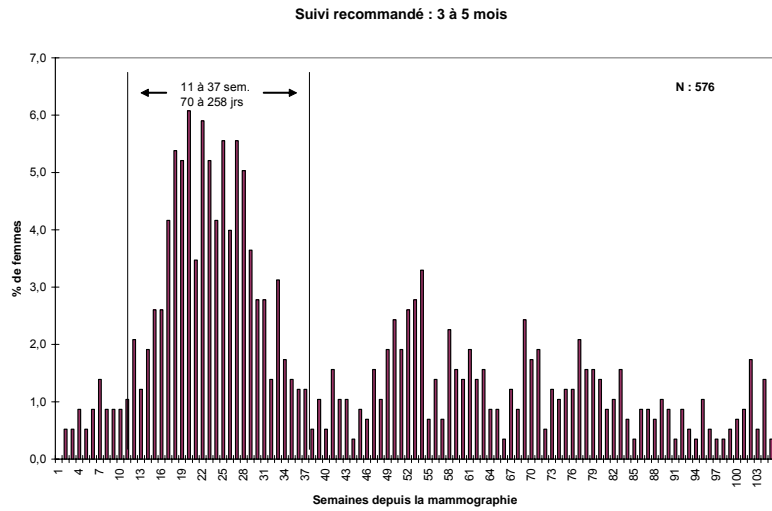
- (48) Lee CH, Philpotts LE, Horwath LJ, Tocino I. Follow-up of breast lesions diagnosed as benign with stereotactic core-needle biopsy: frequency of mammographic change and false-negative rate. *Radiology* 1999 Jul; 212(1) : 189-94.

- (49) Chang SD, Abrahams Z, Gordon PB. Patient compliance with recommended follow-up after fine-needle aspiration biopsy of solid breast masses. *Can Assoc Radiol J*. 2005 Feb;56(1) : 36-9.

ANNEXE 1

**PROPORTION DE FEMMES AYANT EU AU MOINS UN ACTE PAR
SEMAINE ENTRE LA FIN DE L'INVESTIGATION INITIALE JUSQU'À
DEUX ANS SUIVANT LA MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE**

ANNEXE 1 : PROPORTION DE FEMMES AYANT EU AU MOINS UN ACTE PAR SEMAINE ENTRE LA FIN DE L'INVESTIGATION INITIALE JUSQU'À DEUX ANS SUIVANT LA MAMMOGRAPHIE DE DÉPISTAGE



ANNEXE 2

**RAPPEL PRÉCOCE SELON LE DERNIER EXAMEN DE
L'INVESTIGATION INITIALE ET LA RÉGION**

ANNEXE 2 : RAPPEL PRÉCOCE SELON LE DERNIER EXAMEN DE L'INVESTIGATION INITIALE ET LA RÉGION

Dernier examen de l'investigation initiale : imagerie

Région du dépistage	Suivi recommandé						Total	
	Aucun		3 à 11 mois		12 à 17 mois		n	(%)
	n	(%)	n	(%)	n	(%)		
Capitale-Nationale	953	(41,7)	1 130	(49,5)	201	(8,8)	2 284	(100)
Mauricie et Centre-du-Québec	1 127	(62,2)	506	(27,9)	180	(9,9)	1 813	(100)
Estrie	567	(75,1)	81	(10,7)	107	(14,2)	755	(100)
Montréal	2 503	(65,2)	808	(21,1)	527	(13,7)	3 838	(100)
Outaouais	599	(55,7)	261	(24,3)	216	(20,1)	1 076	(100)
Abitibi-Témiscamingue	434	(62,4)	222	(31,9)	39	(5,6)	695	(100)
Nord-du-Québec	23	(45,1)	14	(27,5)	14	(27,5)	51	(100)
Chaudière-Appalaches	1 017	(60,3)	572	(33,9)	98	(5,8)	1 687	(100)
Laval	715	(61,4)	316	(27,1)	133	(11,4)	1 164	(100)
Lanaudière	627	(42,2)	434	(29,2)	424	(28,6)	1 485	(100)
Laurentides	414	(50,2)	228	(27,6)	183	(22,2)	825	(100)
Montérégie	2 036	(68,6)	562	(18,9)	368	(12,4)	2 966	(100)
Total	11 015	(59,1)	5 134	(27,5)	2 490	(13,4)	18 639	(100)

Dernier examen de l'investigation initiale : aspiration à l'aiguille fine

Région du dépistage	Suivi recommandé						Total	
	Aucun		3 à 11 mois		12 à 17 mois		n	(%)
	n	(%)	n	(%)	n	(%)		
Capitale-Nationale	141	(46,8)	128	(42,5)	32	(10,6)	301	(100)
Mauricie et Centre-du-Québec	20	(62,5)	8	(25,0)	4	(12,5)	32	(100)
Estrie	2	(66,7)	–		1	(33,3)	3	(100)
Montréal	106	(68,8)	29	(18,8)	19	(12,3)	154	(100)
Outaouais	32	(82,1)	7	(17,9)	–		39	(100)
Abitibi-Témiscamingue	4	(57,1)	2	(28,6)	1	(14,3)	7	(100)
Nord-du-Québec	–		1	(100,0)	–		1	(100)
Chaudière-Appalaches	44	(65,7)	18	(26,9)	5	(7,5)	67	(100)
Laval	14	(43,8)	11	(34,4)	7	(21,9)	32	(100)
Lanaudière	18	(66,7)	3	(11,1)	6	(22,2)	27	(100)
Laurentides	16	(57,1)	9	(32,1)	3	(10,7)	28	(100)
Montérégie	26	(81,3)	4	(12,5)	2	(6,3)	32	(100)
Total	423	(58,5)	220	(30,4)	80	(11,1)	723	(100)

Dernier examen de l'investigation initiale : biopsie par forage

Région du dépistage	Suivi recommandé						Total	
	Aucun		3 à 11 mois		12 à 17 mois		n	(%)
	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)
Capitale-Nationale	20	(3,1)	585	(90,7)	40	(6,2)	645	(100)
Mauricie et Centre-du-Québec	74	(52,9)	47	(33,6)	19	(13,6)	140	(100)
Estrie	19	(90,5)	2	(9,5)	–		21	(100)
Montréal	207	(37,6)	228	(41,4)	116	(21,1)	551	(100)
Outaouais	114	(91,2)	8	(6,4)	3	(2,4)	125	(100)
Abitibi-Témiscamingue	19	(41,3)	27	(58,7)	–		46	(100)
Nord-du-Québec	–		–		1	(100,0)	1	(100)
Chaudière-Appalaches	27	(44,3)	27	(44,3)	7	(11,5)	61	(100)
Laval	15	(27,8)	28	(51,9)	11	(20,4)	54	(100)
Lanaudière	20	(58,8)	9	(26,5)	5	(14,7)	34	(100)
Laurentides	34	(26,4)	77	(59,7)	18	(14,0)	129	(100)
Montérégie	92	(37,1)	104	(41,9)	52	(21,0)	248	(100)
Total	641	(31,2)	1 142	(55,6)	272	(13,2)	2 055	(100)

Dernier examen de l'investigation initiale : biopsie chirurgicale

Région du dépistage	Suivi recommandé						Total	
	Aucun		3 à 11 mois		12 à 17 mois		n	(%)
	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)
Capitale-Nationale	15	(11,7)	102	(79,7)	11	(8,6)	128	(100)
Mauricie et Centre-du-Québec	30	(55,6)	14	(25,9)	10	(18,5)	54	(100)
Estrie	75	(100,0)	–		–		75	(100)
Montréal	54	(80,6)	9	(13,4)	4	(6,0)	67	(100)
Outaouais	23	(100,0)	–		–		23	(100)
Abitibi-Témiscamingue	15	(62,5)	3	(12,5)	6	(25,0)	24	(100)
Nord-du-Québec	2	(100,0)	–		–		2	(100)
Chaudière-Appalaches	99	(73,3)	23	(17,0)	13	(9,6)	135	(100)
Laval	13	(38,2)	10	(29,4)	11	(32,4)	34	(100)
Lanaudière	23	(95,8)	1	(4,2)	–		24	(100)
Laurentides	25	(75,8)	5	(15,2)	3	(9,1)	33	(100)
Montérégie	20	(83,3)	1	(4,2)	3	(12,5)	24	(100)
Total	394	(63,2)	168	(27,0)	61	(9,8)	623	(100)

ANNEXE 3

**DERNIER EXAMEN DE L'INVESTIGATION
INITIALE AU RAPPORT DE CONFIRMATION
DIAGNOSTIQUE ET LE FICHER DES ACTES RAMQ**

ANNEXE 3 : DERNIER EXAMEN DE L'INVESTIGATION INITIALE AU RAPPORT DE CONFIRMATION DIAGNOSTIQUE ET LE FICHER DES ACTES RAMQ

Nous avons vérifié si l'examen ayant permis de conclure dans le rapport de confirmation diagnostique figurait au fichier des actes facturés à la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ). Le regroupement des actes qui a permis d'établir le profil d'investigation dans le cadre du PQDCS a été utilisé (45).

Au cours de la période étudiée, lorsque seul un examen physique des seins a été saisi au rapport de confirmation diagnostique, dans 66,5 % des cas un examen d'imagerie a été pratiqué avant ou la même journée que l'examen physique selon le fichier RAMQ. Ce qui ne veut pas dire que la conclusion du rapport de confirmation diagnostique est basée uniquement sur l'examen physique, les résultats des examens d'imagerie pouvaient être disponibles au médecin lorsqu'il a conclu. Par ailleurs, l'examen physique des seins n'a pas de code exclusif au fichier RAMQ.

Lorsque l'imagerie représente l'examen qui a permis de conclure l'investigation, dans 91,5 % des cas des examens d'imagerie ont aussi été facturés à la RAMQ au cours de la même période, alors qu'il n'y avait pas d'actes d'imagerie au fichier RAMQ pour 7,8 % des cas. Lorsqu'une aspiration à l'aiguille fine a été inscrite au rapport de confirmation diagnostique, 66,8 % figurent au fichier RAMQ. Dans 20,2 % des cas, seuls des examens d'imagerie ont été saisis au fichier RAMQ au cours de la même période. Quant aux biopsies par forage, 91,7 % figurent au fichier RAMQ. Les biopsies chirurgicales au rapport de confirmation diagnostique sont facturées comme biopsies chirurgicales au fichier RAMQ (82,7 %) ou comme biopsie par forage (14,0 %). Il faut cependant mentionner que les actes tels qu'inscrits au rapport de confirmation diagnostique n'ont pas tous un code spécifique au fichier de la RAMQ.

En somme, pour 89,7 % des cas, on retrouve le dernier examen de l'investigation initiale au fichier RAMQ, pour 6,6 % des cas il n'y a pas eu de facturation au fichier RAMQ, mais des actes ont été saisis au SI-PQDCS, alors que pour 3,6 % des cas il a une certaine discordance, particulièrement lorsqu'une aspiration à l'aiguille fine a été pratiquée. Cette comparaison entre le rapport de confirmation diagnostique et le fichier RAMQ semble indiquer une bonne correspondance qu'il faudra toutefois approfondir pour expliquer les écarts.

Tableau A.1 : Comparaison entre le dernier examen de l'investigation initiale selon le rapport de confirmation diagnostique et les actes facturés à la RAMQ au cours de la période de l'investigation initiale

Dernier examen de l'investigation initiale	Actes RAMQ										Total	
	Aucun acte		Imagerie		Aspiration à l'aiguille fine		Biopsie par forage		Biopsie chirurgicale		n	(%)
	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)		
Examen physique	88	(33,1)	177	(66,5)	–		1	(0,4)	–		266	(100)
Imagerie	1 446	(7,8)	17 051	(91,5)	112	(0,6)	28	(0,2)	2	(0,0)	18 639	(100)
Aspiration à l'aiguille fine	20	(2,8)	146	(20,2)	483	(66,8)	74	(10,2)	–		723	(100)
Biopsie par forage	15	(0,7)	107	(5,2)	38	(1,8)	1 885	(91,7)	10	(0,5)	2 055	(100)
Biopsie chirurgicale	2	(0,3)	18	(2,9)	1	(0,2)	87	(14,0)	515	(82,7)	623	(100)
Autre	–		4	(40,0)	–		6	(60,0)	–		10	(100)

Impact du PQDCS sur la mortalité par cancer du sein



information



formation



recherche



*coopération
internationale*

Jean-Marc Daigle et Nathalie Vandal,
en collaboration avec l'Équipe d'évaluation du PQDCS

Direction systèmes de soins et services
Institut national de santé publique du Québec

4 décembre 2007

*Institut national
de santé publique*

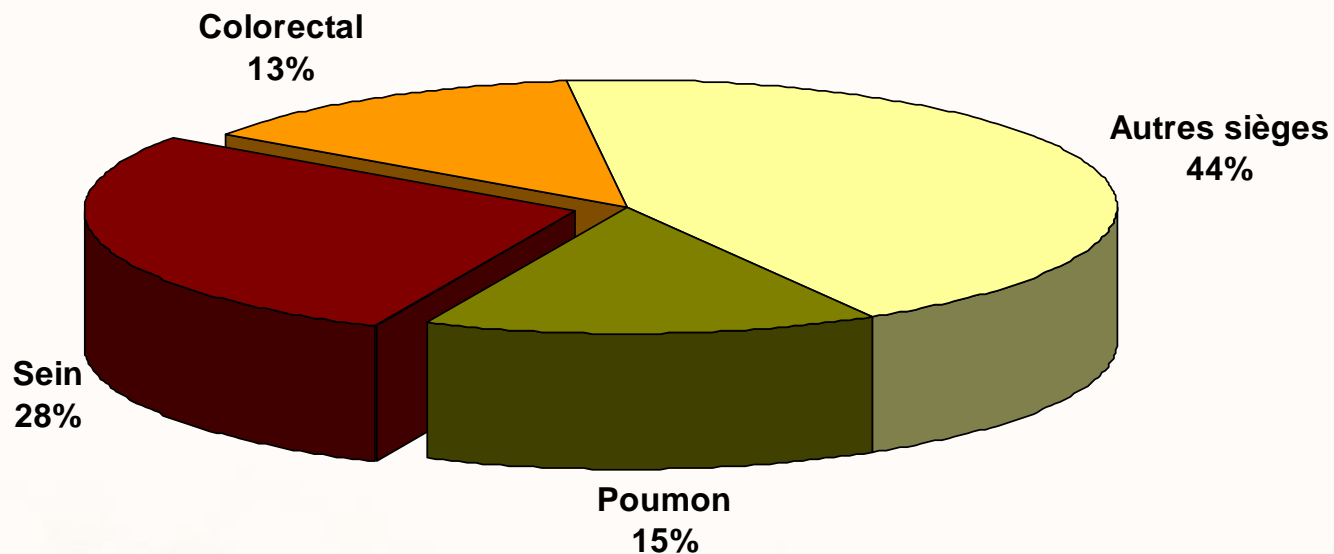
Québec

Mise en contexte

- Le cancer du sein est, de toutes les tumeurs malignes, le cancer le plus souvent diagnostiqué chez les femmes.
- En 2004, au Québec, on en a diagnostiqué 5 144 nouveaux cas. Cette même année, 1 303 femmes en sont mortes.

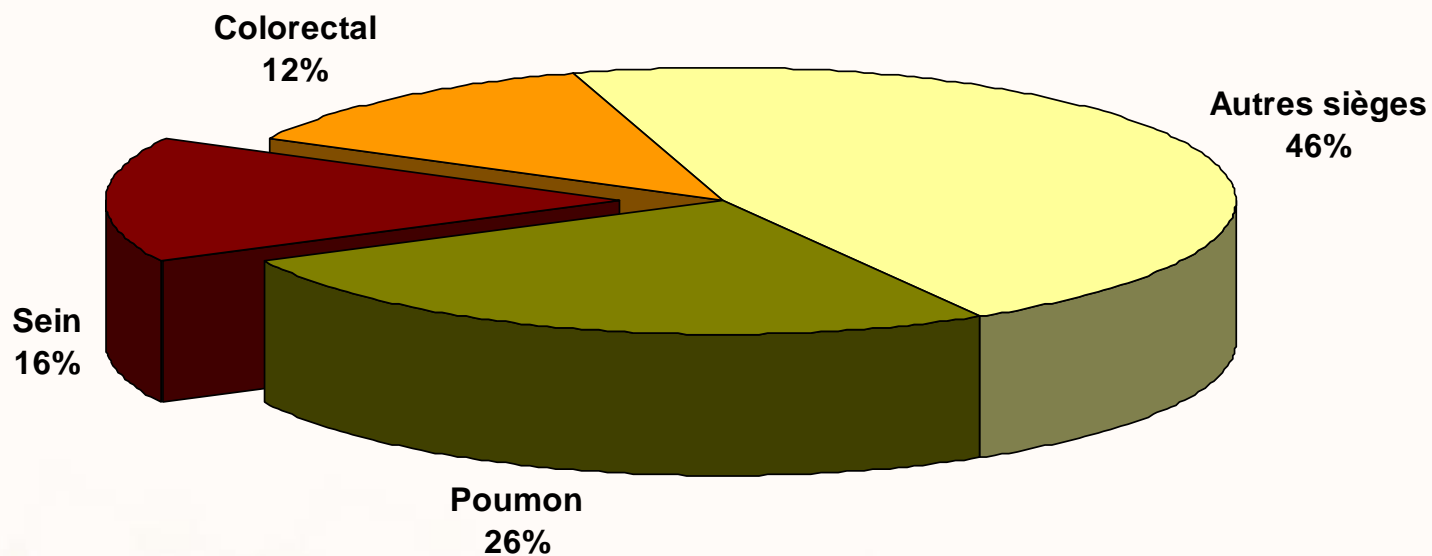
Mise en contexte

Incidence du cancer chez les femmes en 2004



Mise en contexte

Mortalité par cancer chez les femmes en 2004



Mise en contexte

- Recherches intensives sur l'usage de la mammographie pour le dépistage du cancer du sein.
- Les résultats de ces recherches tendent à montrer un impact important de la mammographie de dépistage sur la mortalité par cancer du sein, au moins chez les femmes de 50-69 ans.

Mise en contexte

- Les essais cliniques randomisés ont montré qu'il est possible de réduire de 30-40% la mortalité chez les femmes de 50-69 ans.
 - Dépistage périodique par mammographie de façon systématique.
 - Participation importante de la population visée par le dépistage.

Pertinence du PQDCS

- Le Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) vise à réduire la mortalité par cancer du sein tout en limitant le plus possible les effets indésirables du dépistage.
- Le cadre de référence du PQDCS prévoit une **diminution de 25% après 10 ans** de fonctionnement.

Objectif de l'étude

- Évaluer la performance du PQDCS sur la mortalité par cancer du sein après 5 ans de fonctionnement

Portrait épidémiologique du cancer du sein au Québec

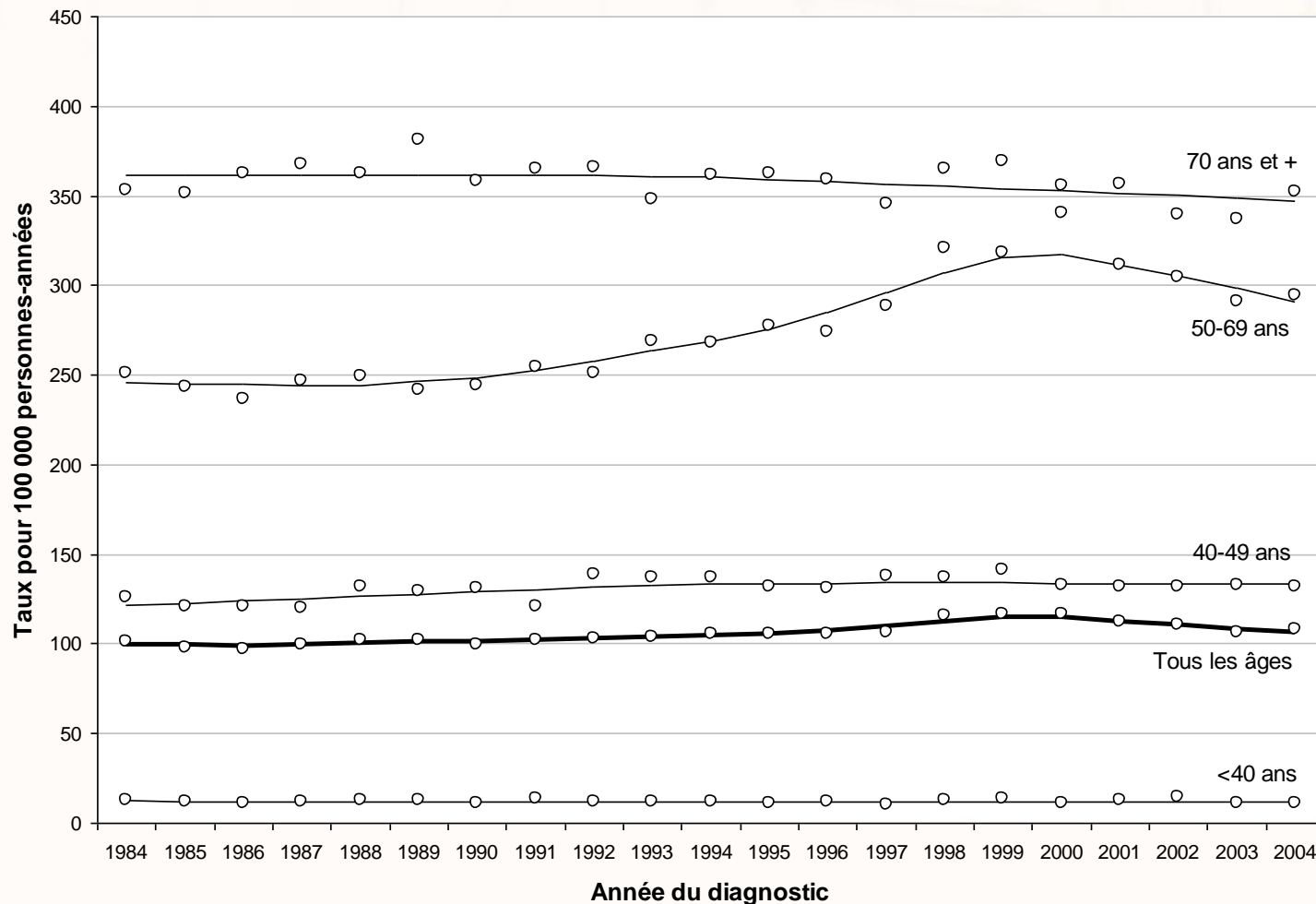
*Institut national
de santé publique*

Québec 

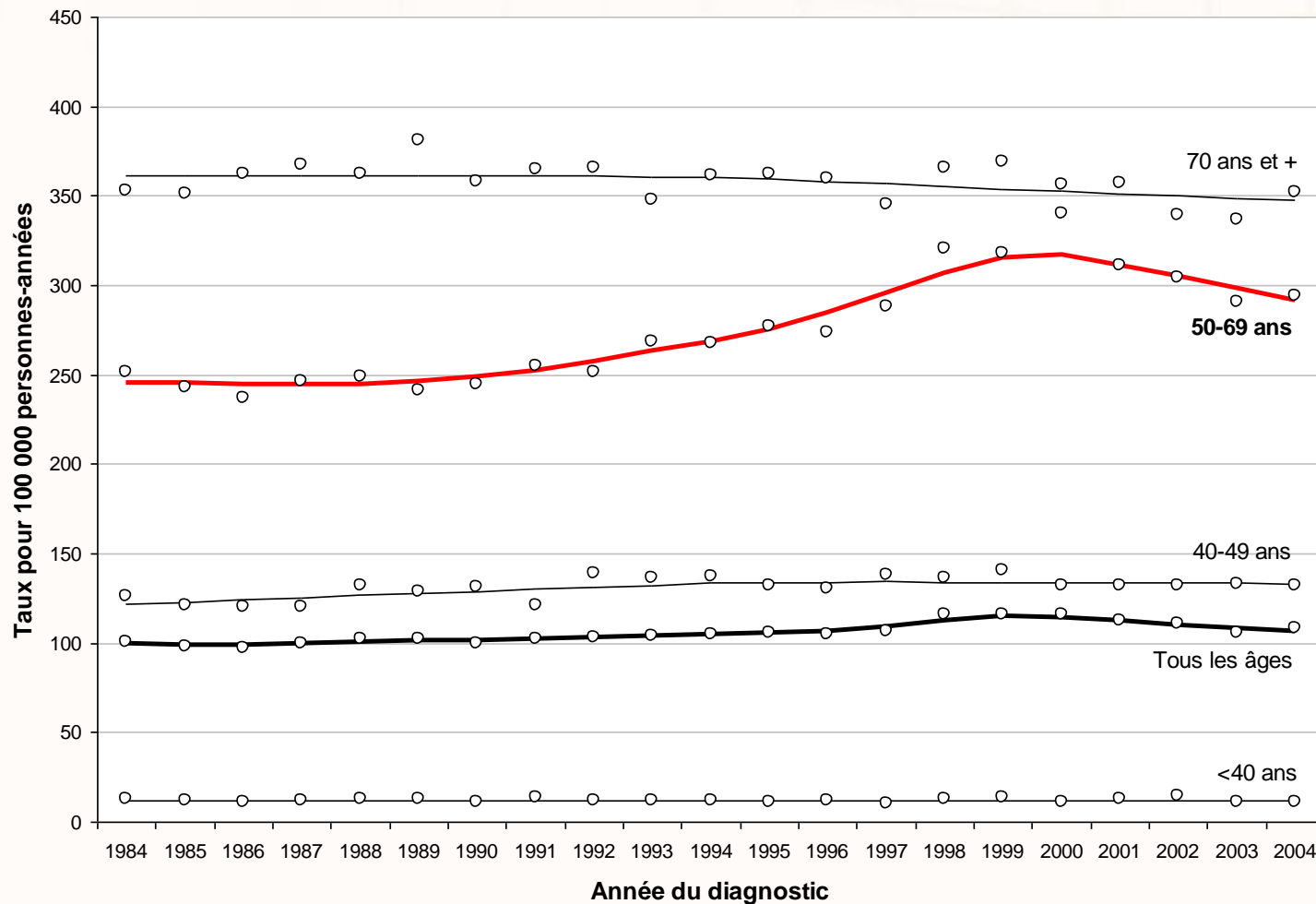
Objectif

- Décrire l'évolution de l'incidence et de la mortalité par cancer du sein au Québec.

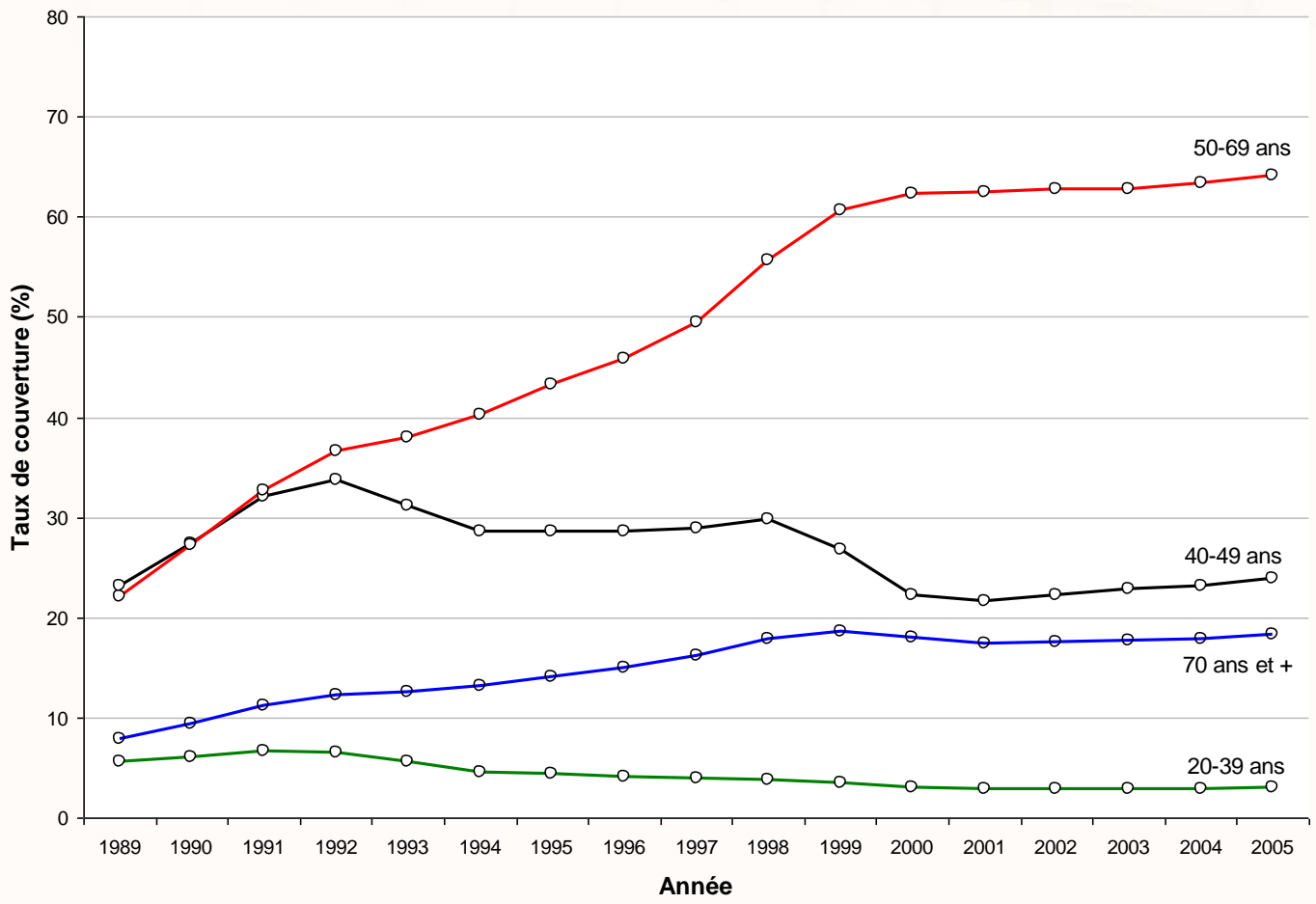
Évolution de l'incidence du cancer du sein infiltrant



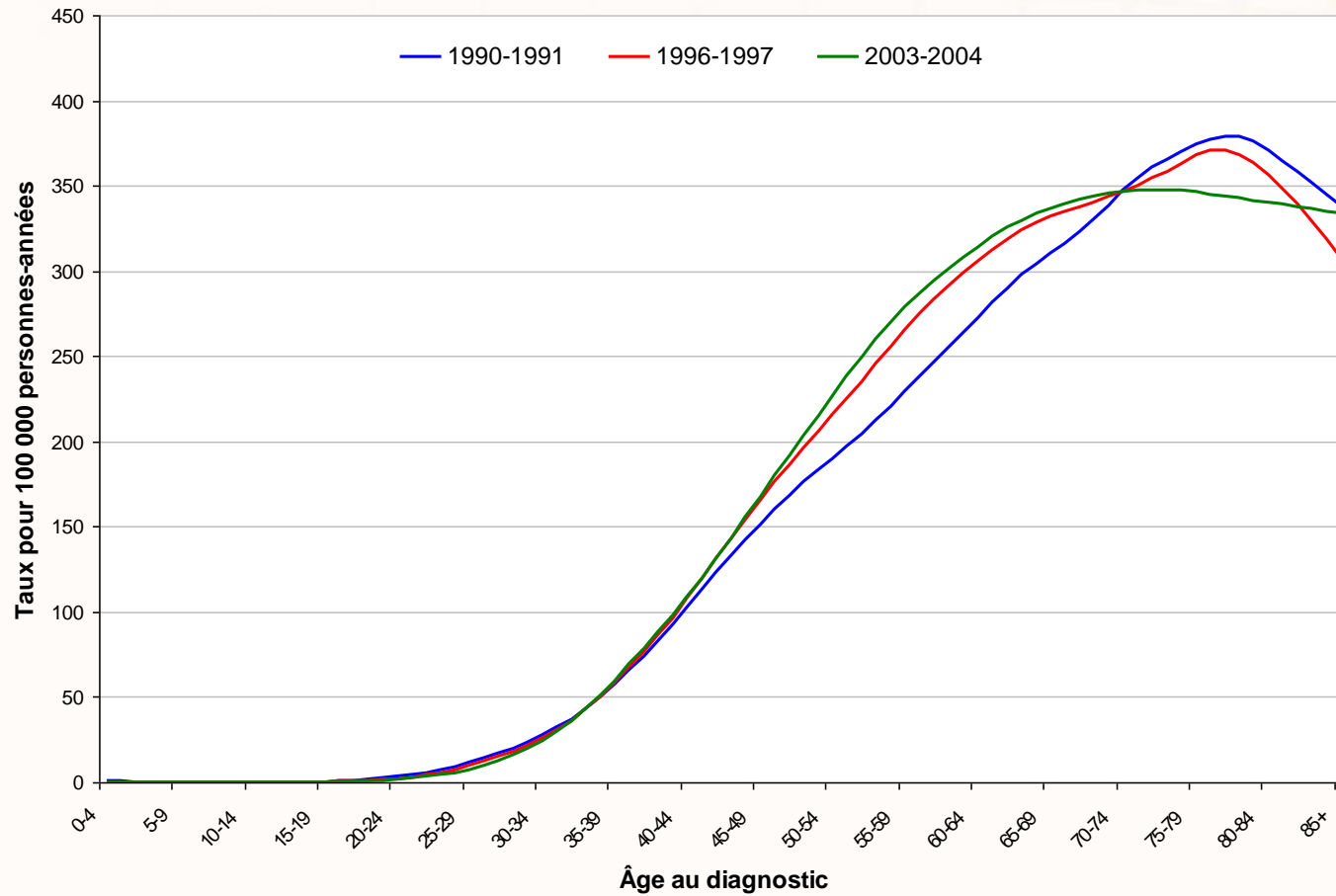
Évolution de l'incidence du cancer du sein infiltrant



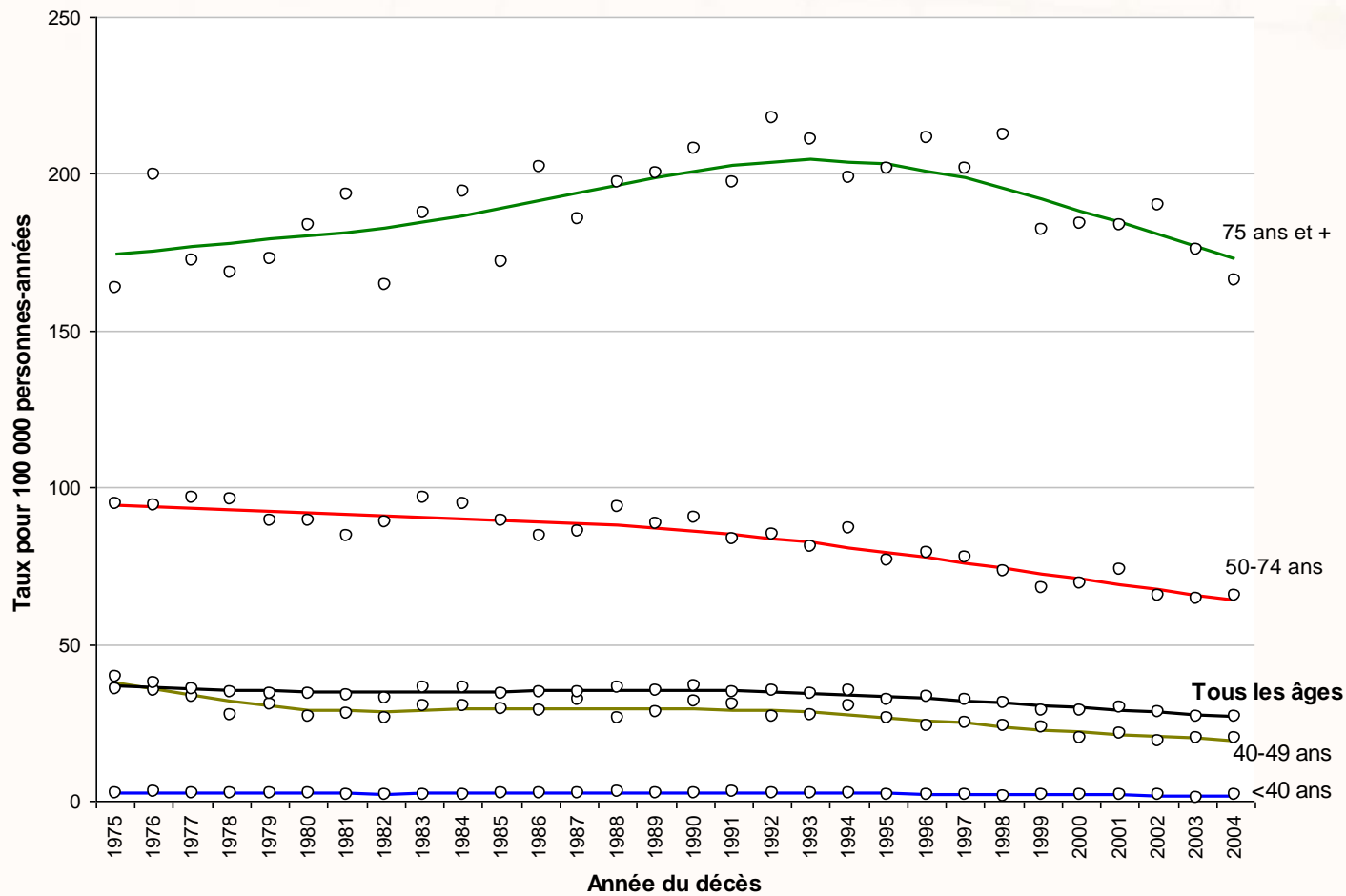
Taux de couverture de la mammographie sur une période de 2 ans



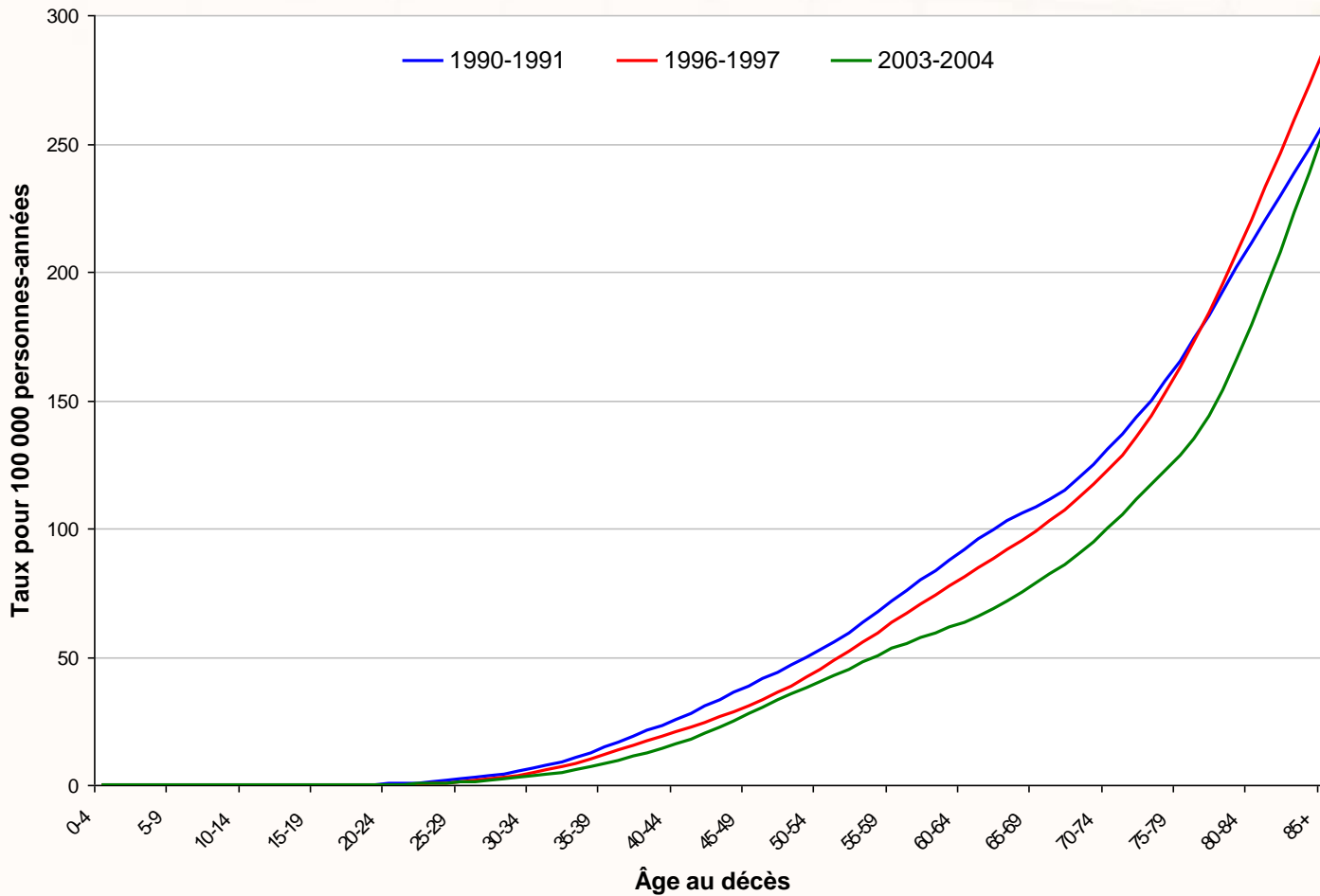
Incidence de cancer du sein infiltrant par période de diagnostic



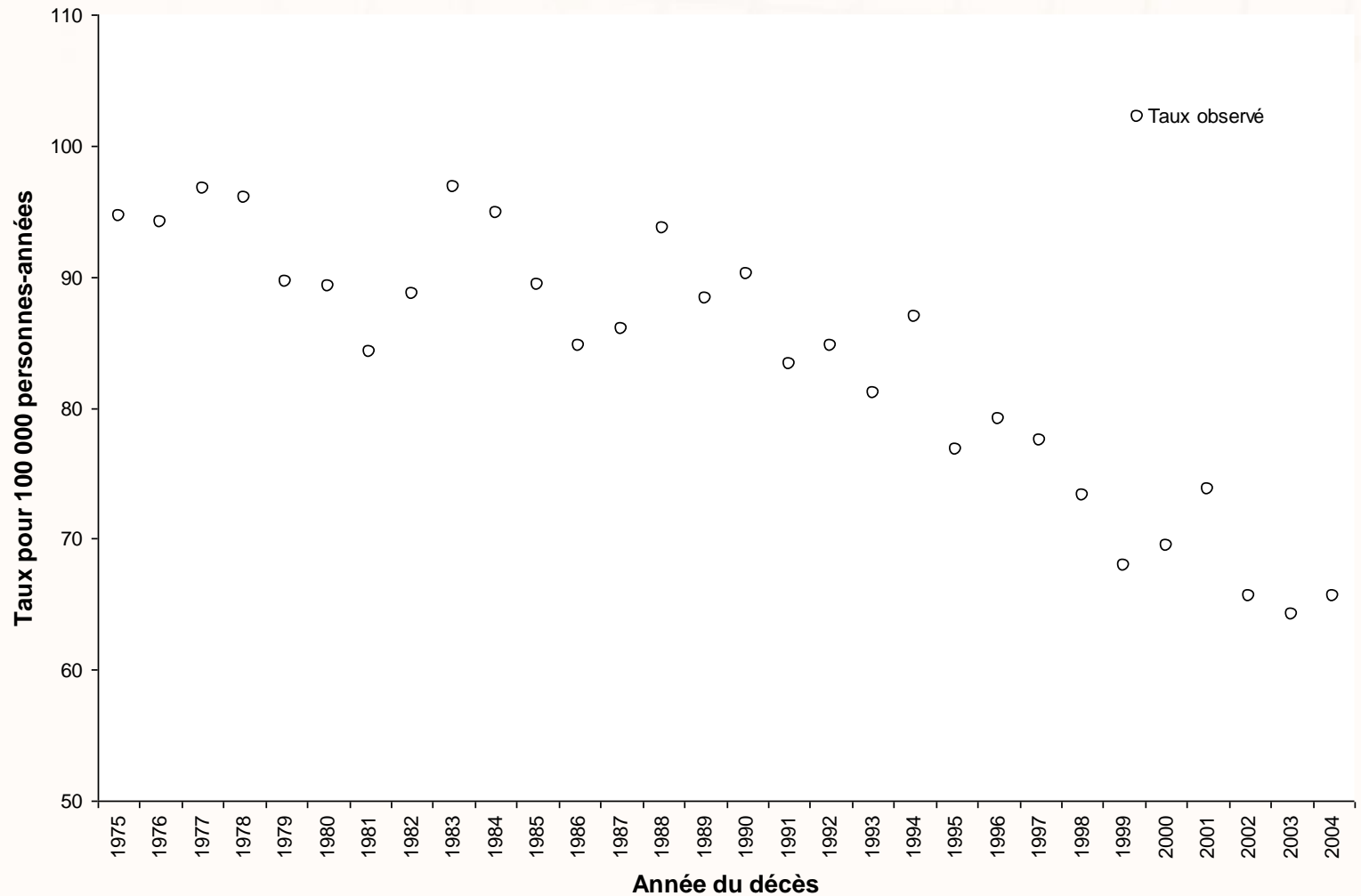
Évolution de la mortalité par cancer du sein



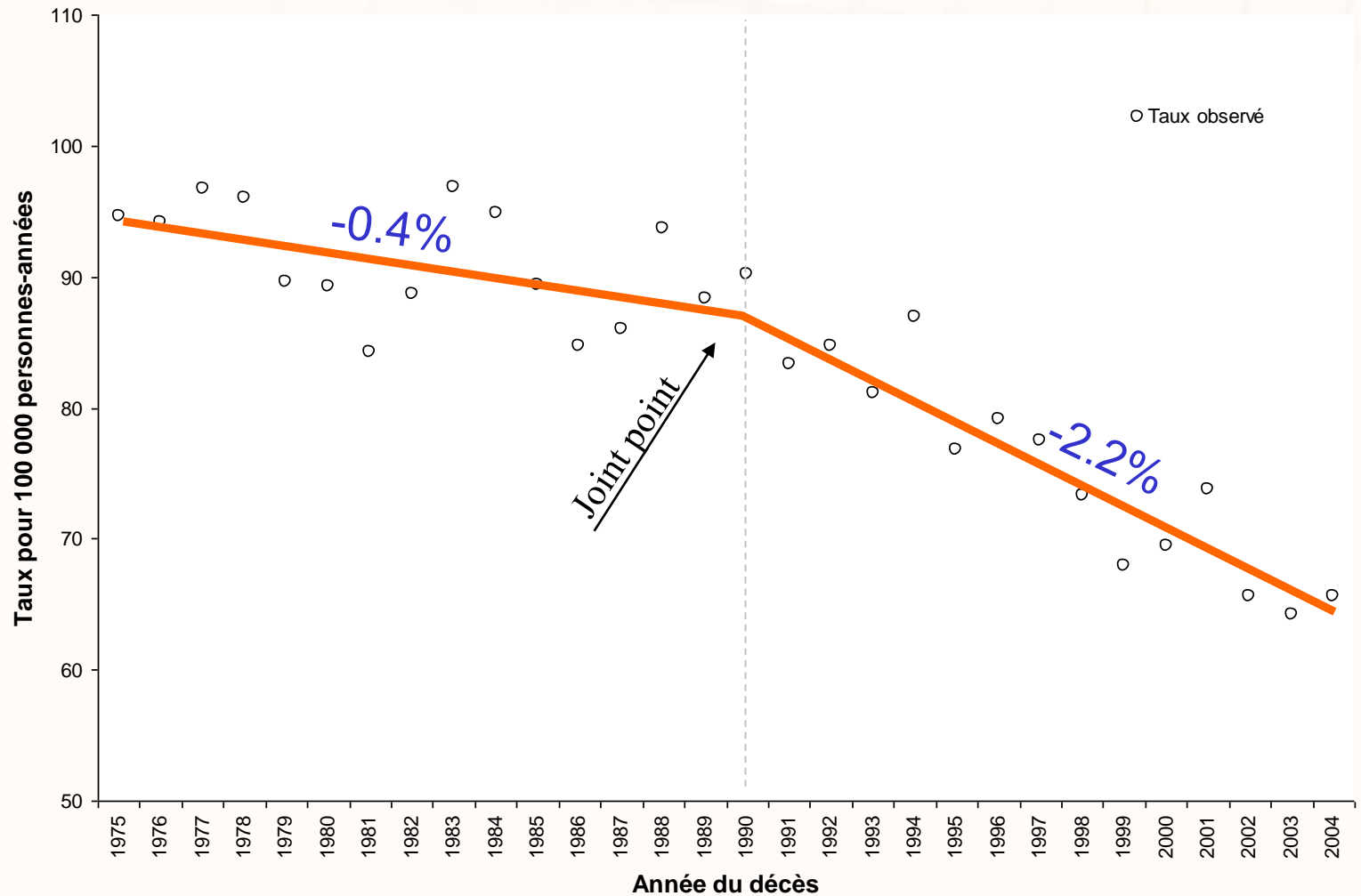
Mortalité par cancer du sein par période de décès



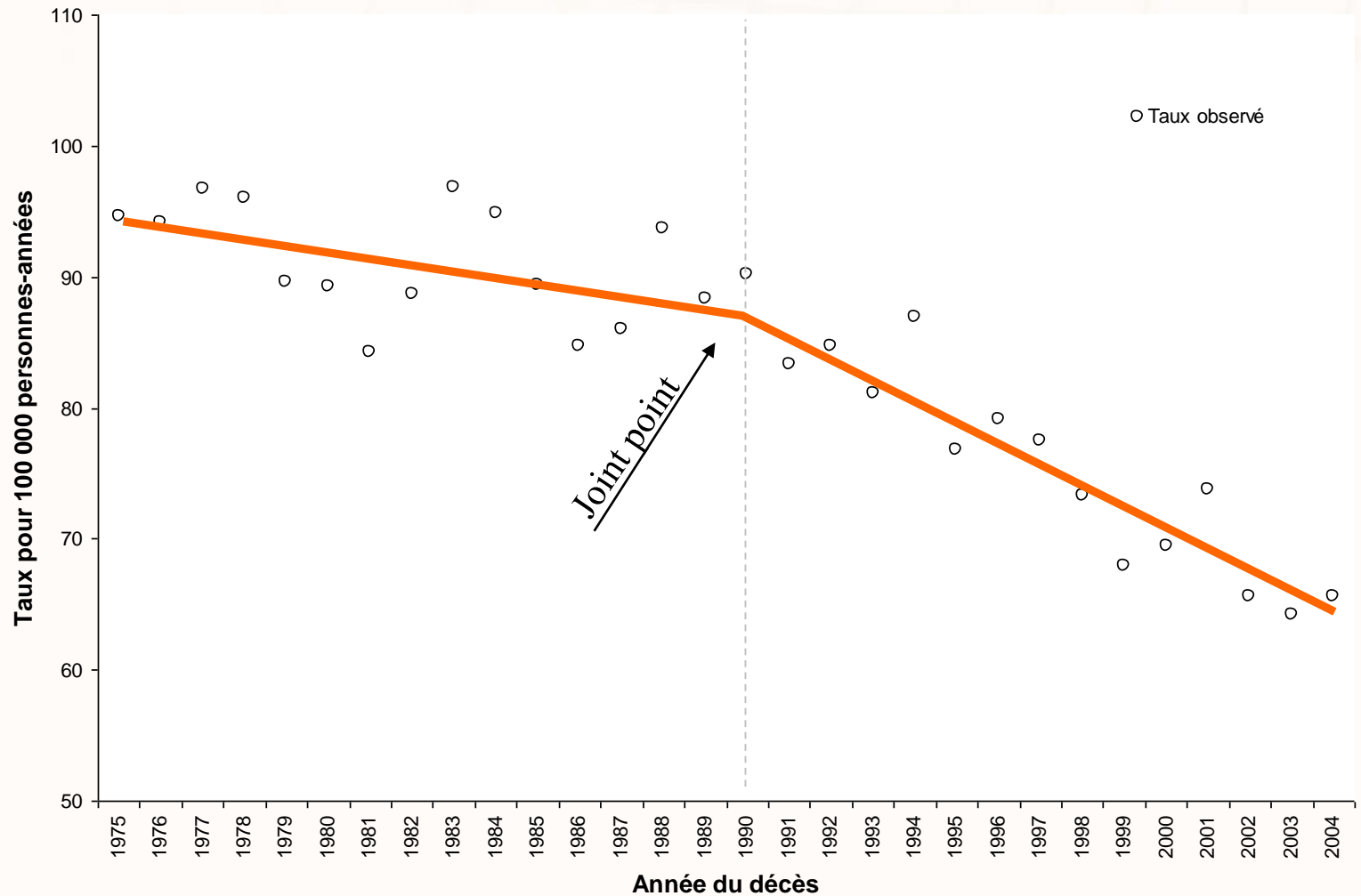
Taux ajusté de mortalité par cancer du sein observés et attendus chez les femmes de 50-74 ans



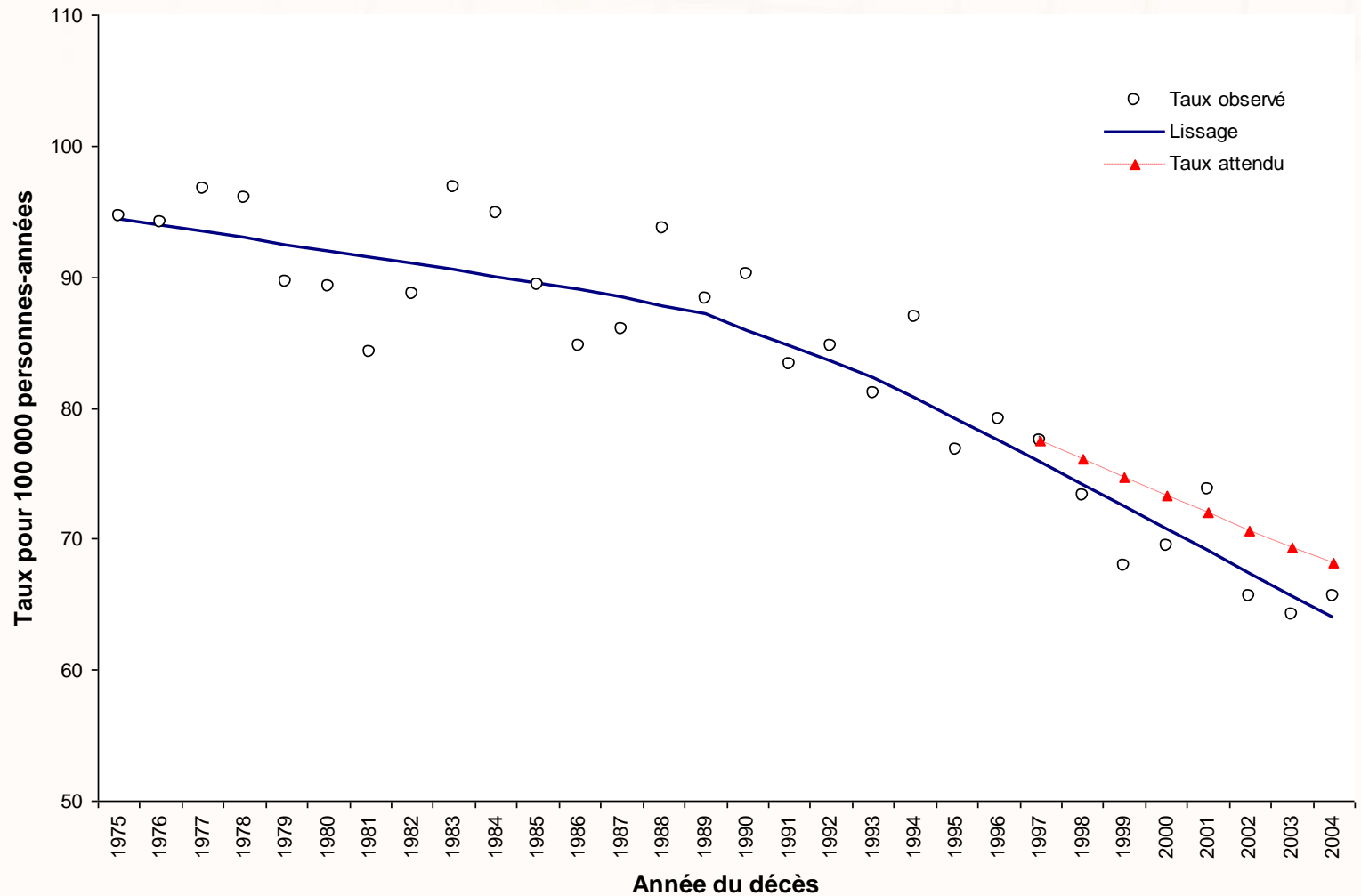
Taux ajusté de mortalité par cancer du sein observés et attendus chez les femmes de 50-74 ans



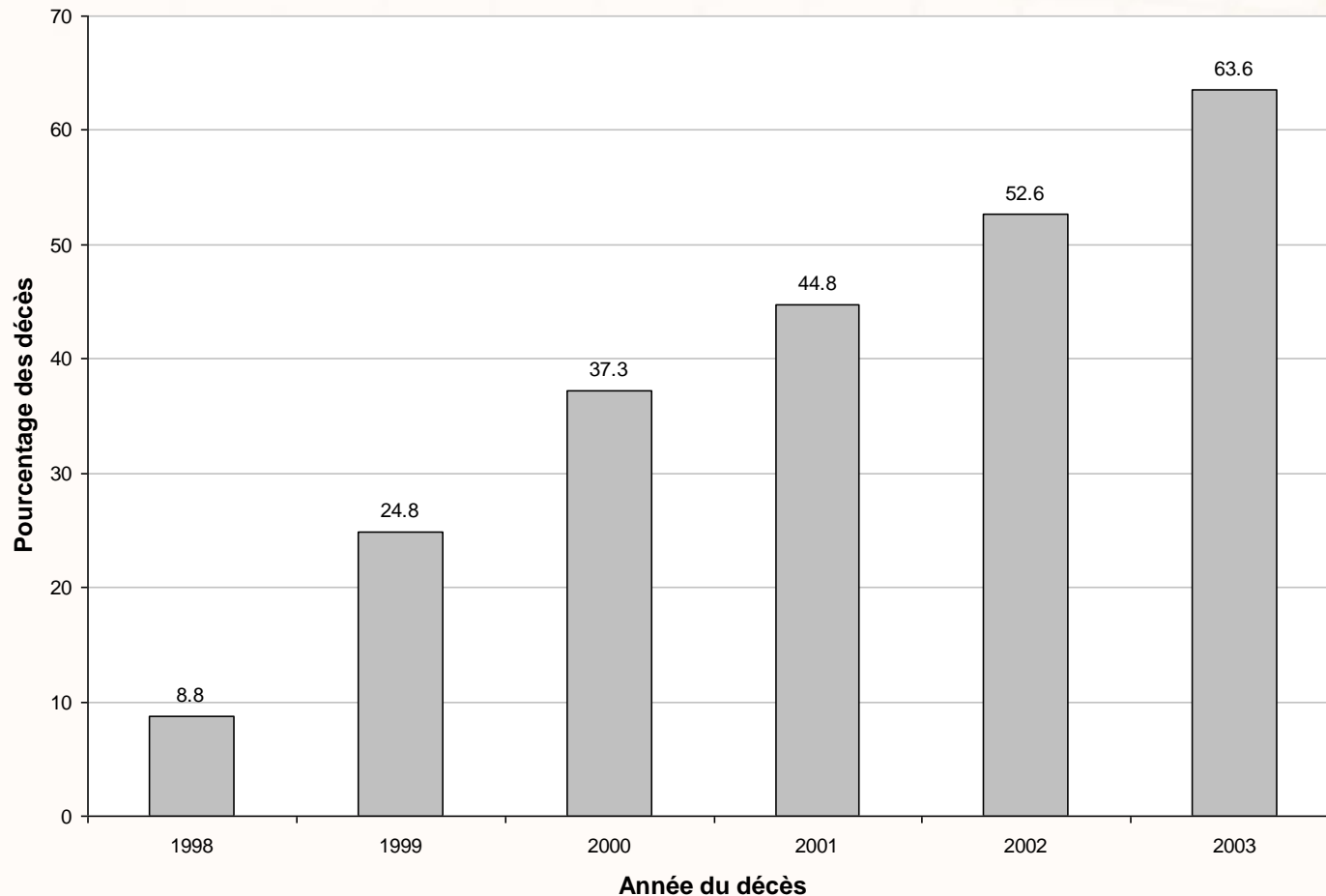
Taux ajusté de mortalité par cancer du sein observés et attendus chez les femmes de 50-74 ans



Taux ajusté de mortalité par cancer du sein observés et attendus chez les femmes de 50-74 ans



Pourcentage des décès chez les 50-74 ans dont le diagnostic a été fait depuis 1998

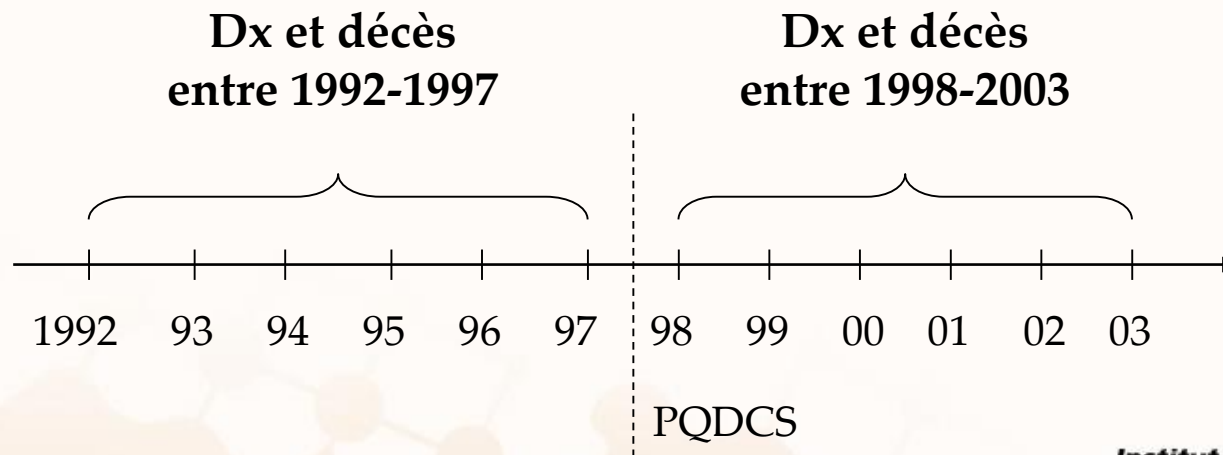


Comparaison de la mortalité pré et post PQDCS

Méthode de Tabar

Description de la méthode

- L'évaluation de l'effet du programme de dépistage sur la mortalité doit permettre de différencier les tumeurs diagnostiquées dans la période pré-programme de celles diagnostiquées après l'introduction du PQDCS.



Mortalité par cancer du sein parmi les cas incidents, pour les périodes 1992-1997 et 1998-2003, par groupe d'âge au diagnostic

Année et âge ¹	Incidence du cancer du sein		Décès par cancer du sein	
	Personnes/ année	Nombre (taux/10 ⁵)	Nombre (taux/10 ⁵)	Risque relatif (IC à 95%)
20-39 ans				
1992-97	6 802 772	1 507 (22.15)	205 (3.01)	1.00
1998-03	6 245 324	1 509 (24.16)	130 (2.08)	0.69 (0.55-0.86)
40-49 ans				
1992-97	3 319 965	4 518 (136.09)	382 (11.51)	1.00
1998-03	3 701 386	5 024 (135.73)	355 (9.59)	0.83 (0.72-0.96)
50-69 ans				
1992-97	4 213 144	11 212 (266.12)	1 149 (27.27)	1.00
1998-03	4 845 844	14 645 (302.22)	978 (20.18)	0.74 (0.68-0.81)
70 ans et +				
1992-97	2 083 682	7 403 (355.28)	1 276 (61.24)	1.00
1998-03	2 432 868	8 439 (346.87)	1 243 (51.09)	0.83 (0.77-0.90)

¹ Année et âge au diagnostic de cancer du sein

Comparaison de la mortalité observée et attendue

Méthode de simulation de Sasieni

*Institut national
de santé publique*

Québec 

Objectif

Comparer la mortalité observée chez les femmes ayant participé au PQDCS, avec celle que l'on aurait obtenue si ces dernières n'avaient pas eu de mammographie de dépistage

Description de la méthode

- 1) Calculer le nombre de décès par cancer du sein observés chez les participantes
- 2) Estimer le nombre de décès attendus chez les participantes si elles n'avaient pas eu de mammographie
- 3) Comparer le nombre de décès observés et attendus à l'aide du ratio

Nb de décès observés

Nb de décès attendus

Description des données

Bases de données utilisées

- Fichier des tumeurs du Québec
- Fichier des décès du Québec
- Fichier des chargements de population admissible de la RAMQ
- Fichier de dépistage du système d'information du PQDCS

Description des données

Conditions pour faire partie des participantes

- Femmes âgées entre 50 et 69 ans au moment d'une première mammographie de dépistage effectuée entre le 13 mai 98 et le 31 décembre 2003 inclusivement.
- Avoir consenti à participer au PQDCS.
- Ne pas avoir eu de cancer du sein avant la date de la mammographie.

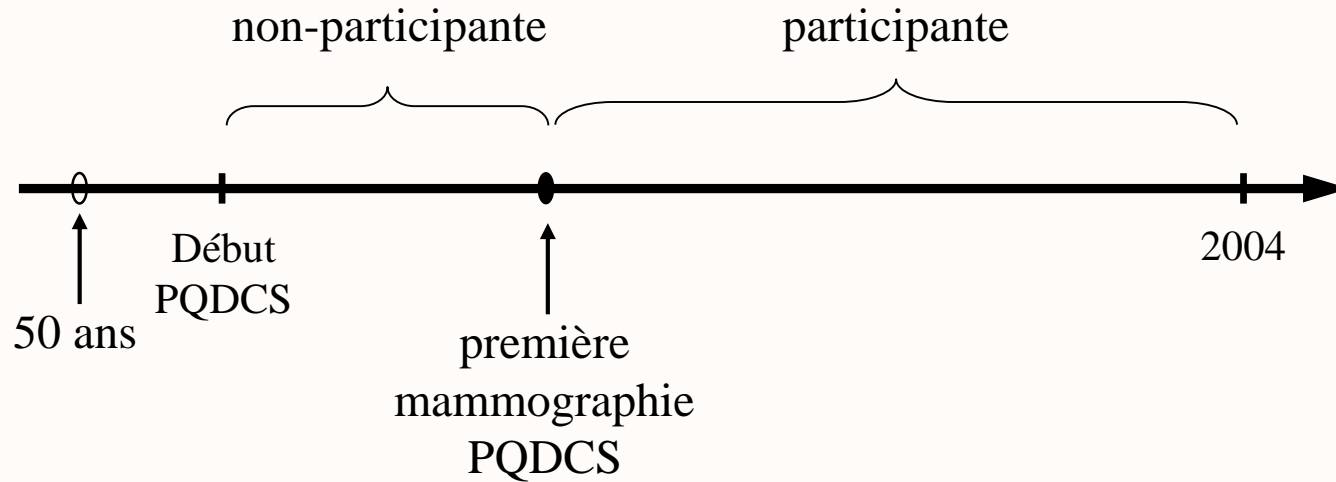
Description des données

Conditions pour faire partie des non-participantes

- Femmes âgées entre 50 et 69 ans entre le 13 mai 98 et le 31 décembre 2003 inclusivement.
- Ne pas avoir eu de mammographie de dépistage dans la période à l'étude ou ne pas avoir consenti à rendre ses résultats de mammographie de dépistage disponible
- Ne pas avoir eu de cancer du sein avant la période à l'étude.

Description des données

Exemple de suivi pour une femme de la cohorte



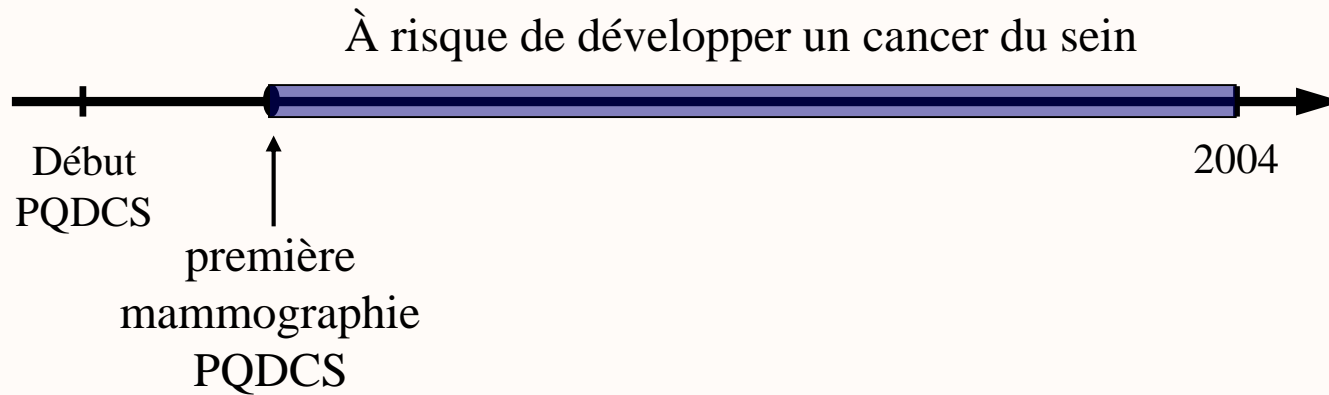
Description de la cohorte

- 1 067 168 femmes considérées au total dans la cohorte
- 1 067 016 femmes ont une période de suivi comme **non-participante**
- 523 913 femmes ont une période de suivi comme **participante**

Nombre de décès observés

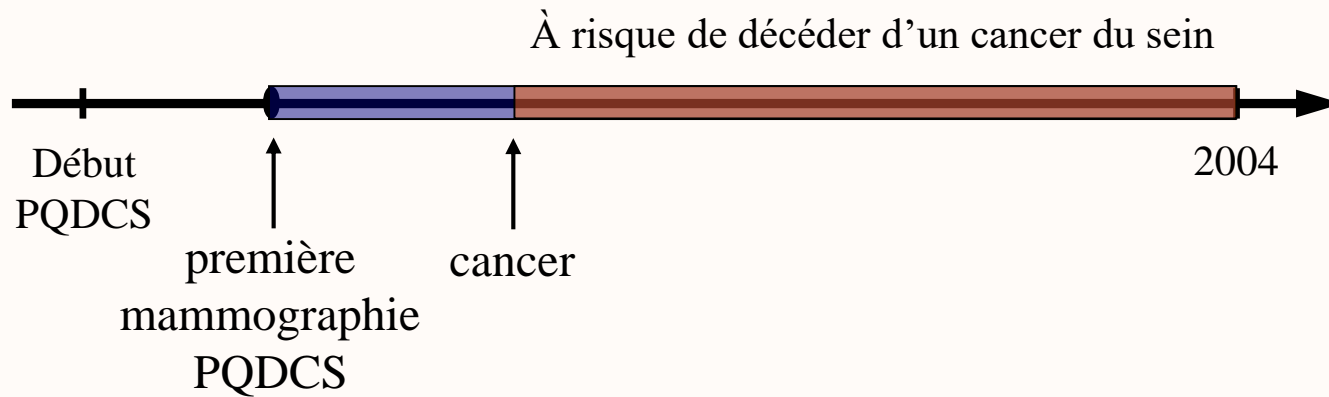
Description des données

Exemple de suivi pour une femme de la cohorte



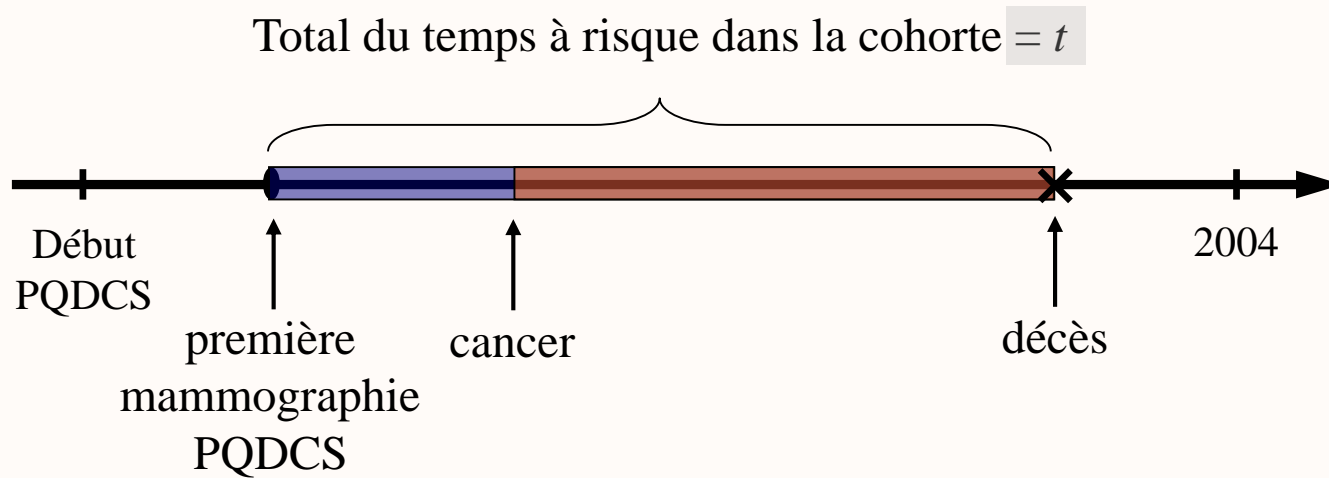
Description des données

Exemple de suivi pour une femme de la cohorte



Description des données

Exemple de suivi pour une femme de la cohorte



Calcul du nombre de décès attendus

$$\text{Nb décès attendus} = \sum_{i \in \text{participantes}} \text{Prob} \left(\text{Décès par cancer du sein avant } t_i \text{ pour la } i^{\text{e}} \text{ participante} \right)$$

où t_i est le temps à risque pour la i^{e} participante

Calcul du nombre de décès attendus

Si un seul instant u était possible pour développer un cancer du sein, la probabilité de décéder avant t_i pour la i^e participante serait obtenue par

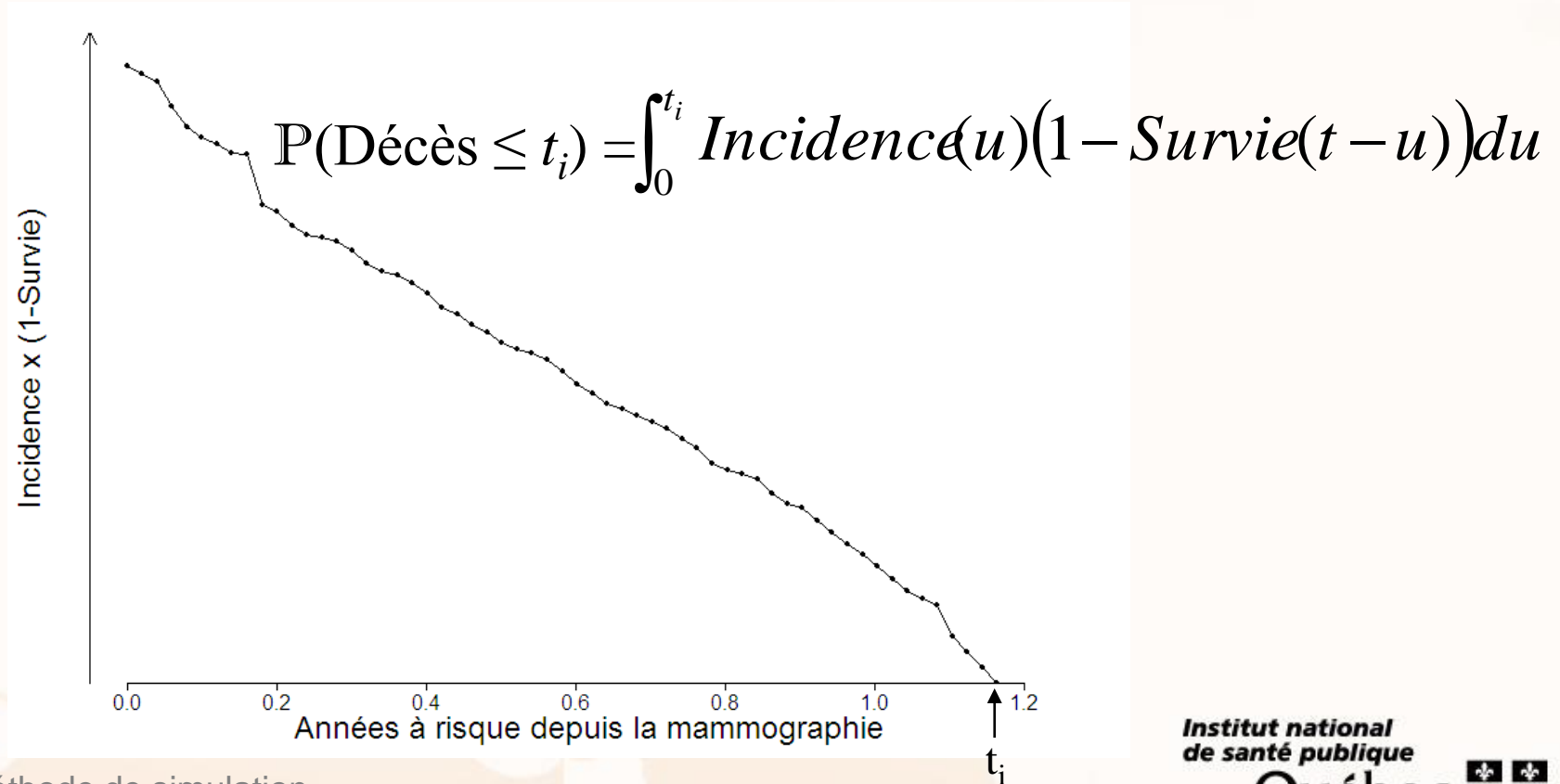
$$P(\text{Décès} \leq t_i) = P(\text{cancer à } u) \times P(\text{décès} \leq t_i \text{ si cancer à } u)$$

↑
Incidence à
l'instant u

↑
1 – Survie au
temps $t_i - u$

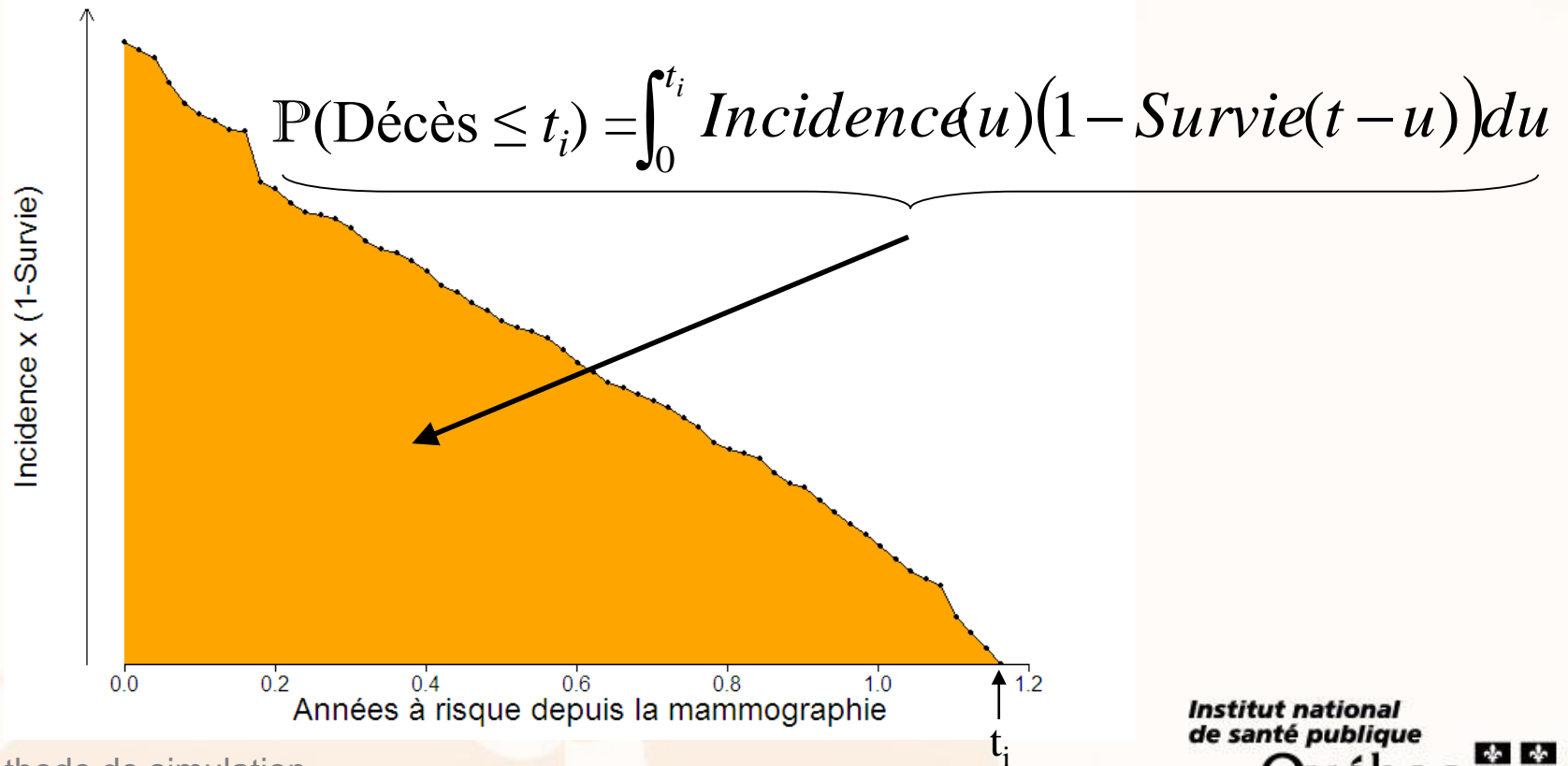
Calcul du nombre de décès attendus

En considérant tout le temps à risque t_i de la i^e participante comme moments possibles pour développer un cancer et en mourir



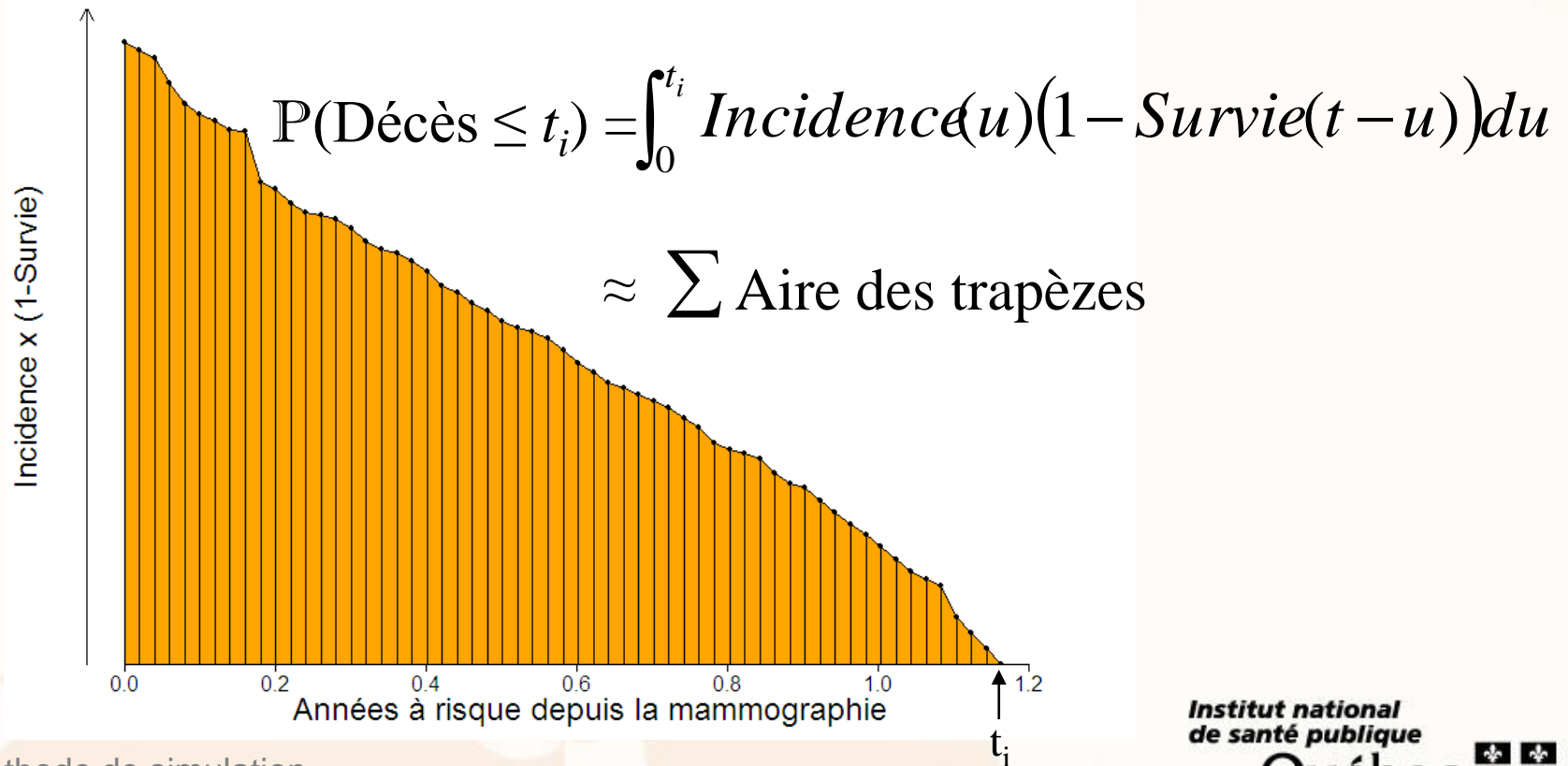
Calcul du nombre de décès attendus

En considérant tout le temps à risque t_i de la i^e participante comme moments possibles pour développer un cancer et en mourir



Calcul du nombre de décès attendus

En considérant tout le temps à risque t_i de la i^e participante comme moments possibles pour développer un cancer et en mourir



Estimation des composantes pour la simulation

Incidence du cancer du sein

- Incidence par âge au diagnostic et année de calendrier chez les **non-participantes**

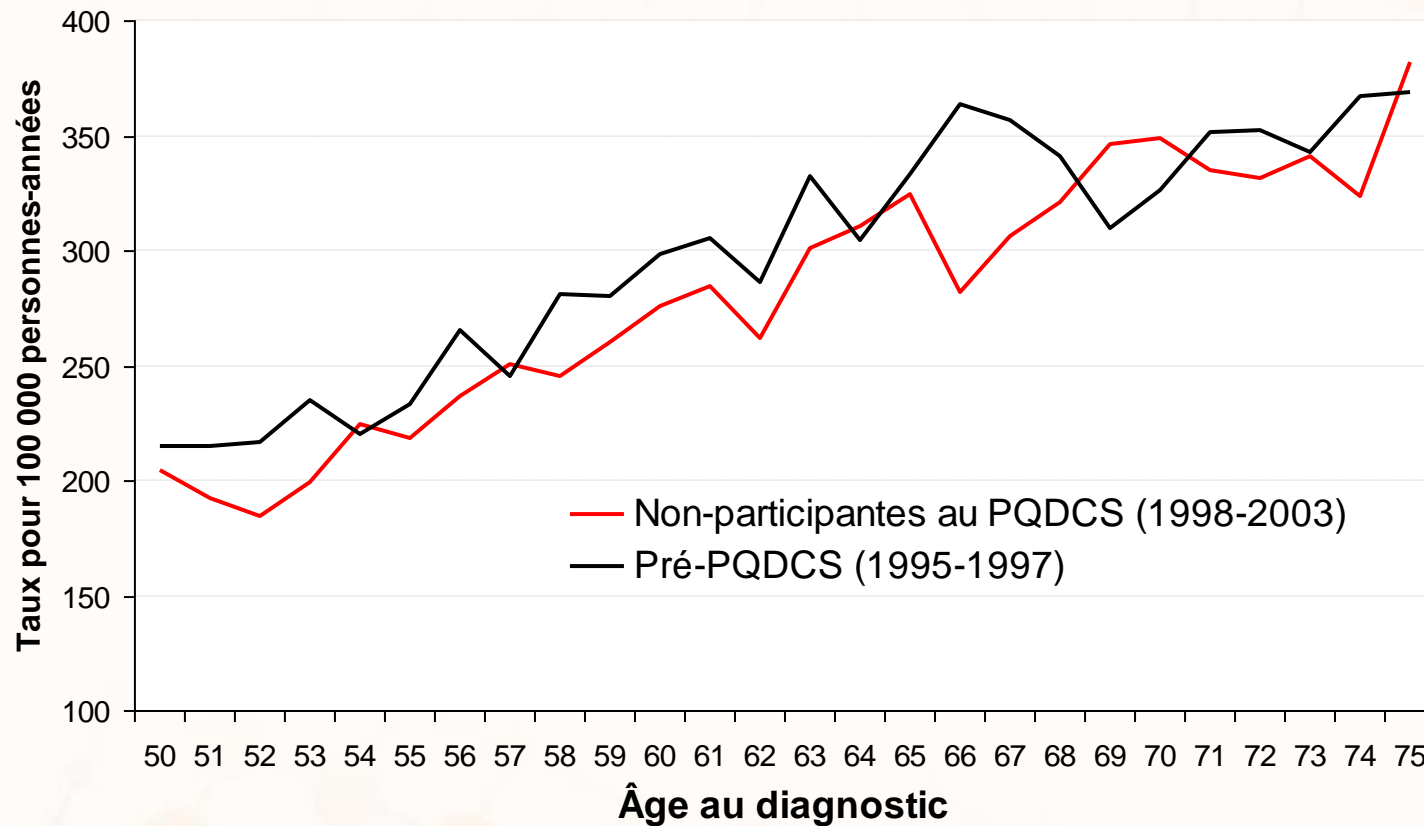
Survie au cancer du sein

- Survie par âge au diagnostic et année de calendrier chez les **non-participantes** ayant développé un cancer du sein

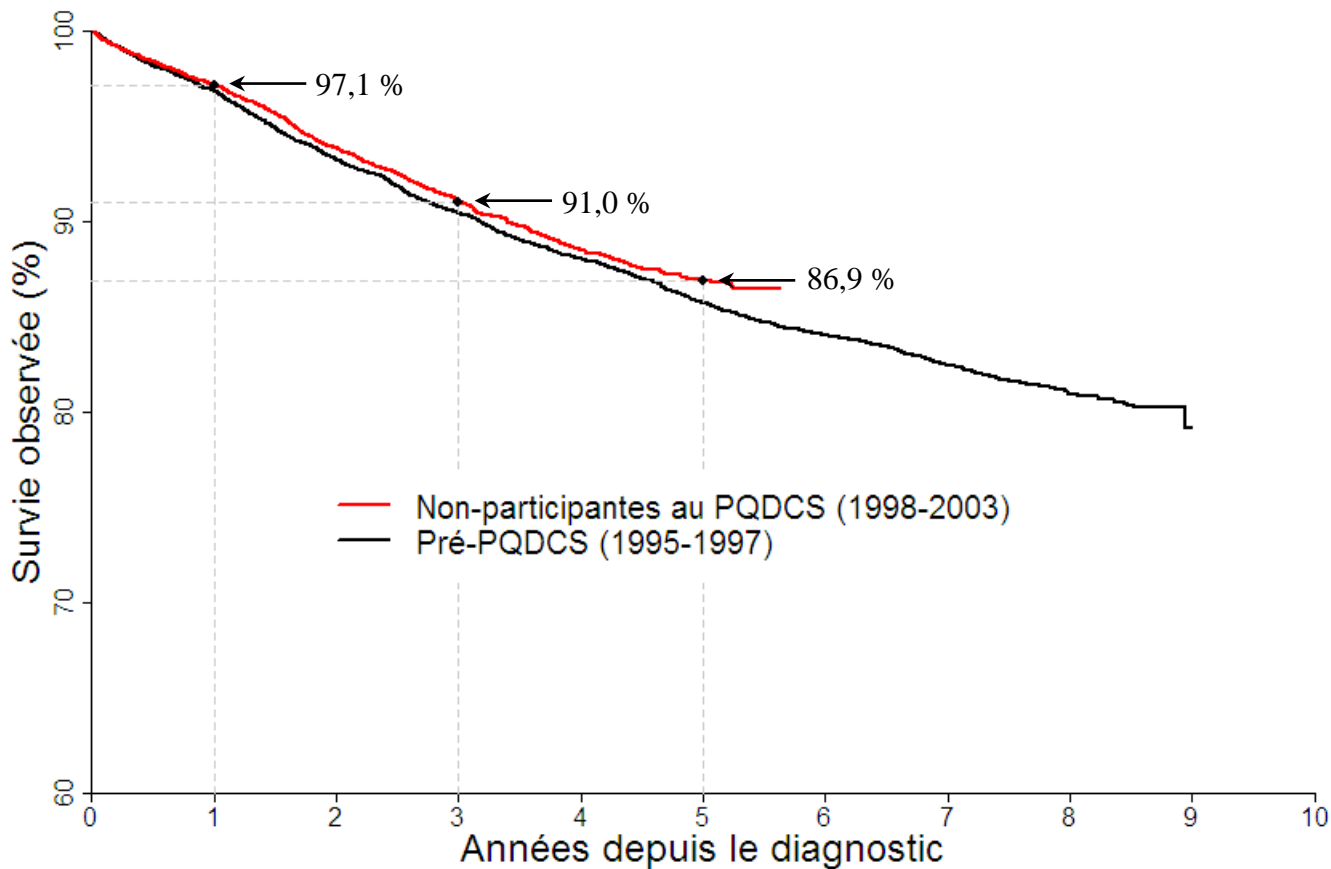
Postulat

L'incidence et la survie au cancer du sein chez les participantes auraient été les mêmes que celles des non-participantes si les premières n'avaient pas eu de mammographie de dépistage.

Comparaison des taux d'incidence du cancer du sein pré et post PQDCS



Comparaison des probabilités de survie au cancer du sein pré et post PQDCS



Nombre de femmes et nombre de cancers diagnostiqués chez les participantes

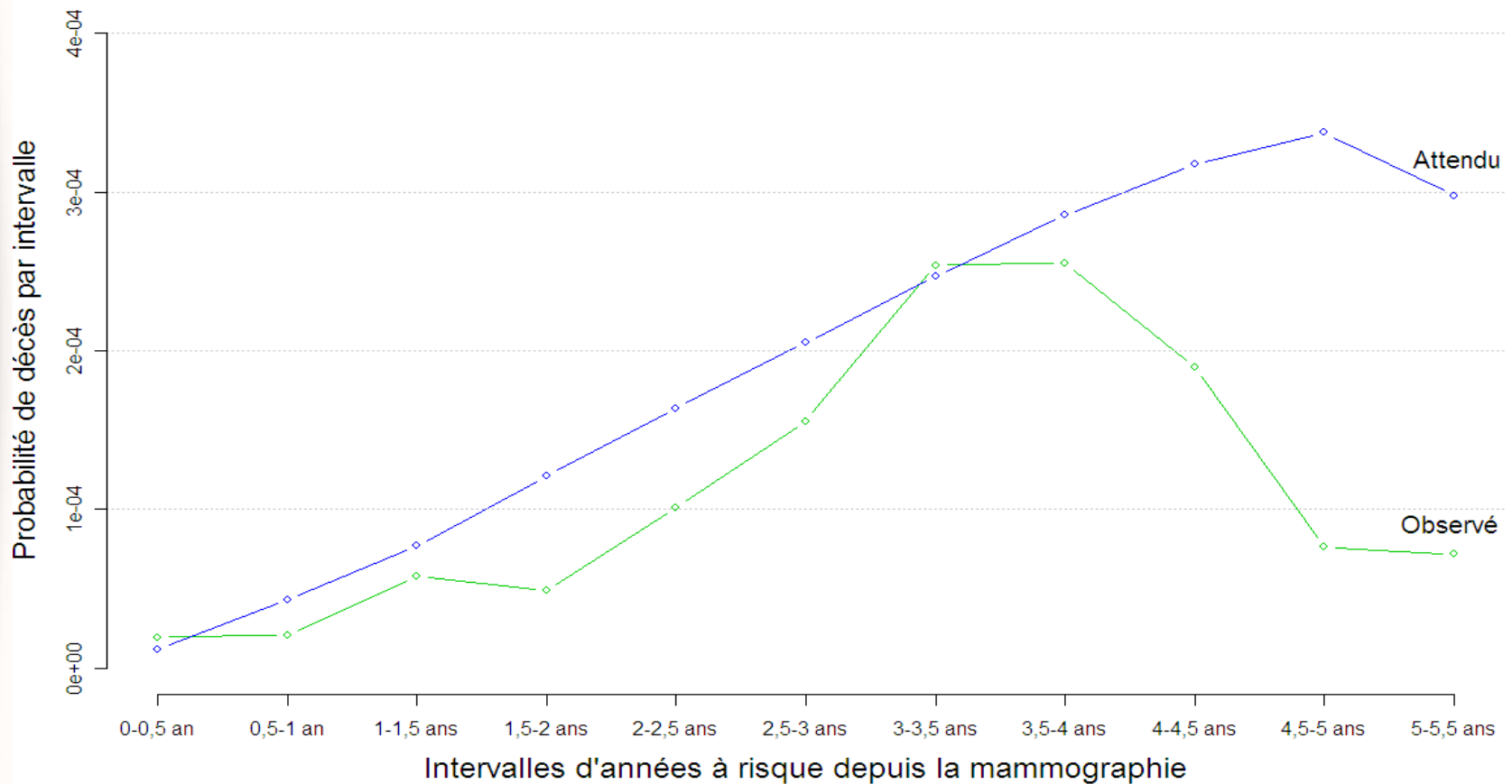
Variable	Catégorie	Nb de femmes ayant eu au moins une mammographie	Nb de cancers du sein diagnostiqués	
			Infiltrant	<i>In situ</i>
Âge au diagnostic	50-59 ans	355 243	3 567	719
	60-69 ans	168 670	2 430	427
	Total	523 913	5 997	1 146
Année du diagnostic	1998-1999	186 618	3 017	549
	2000-2003	337 295	2 980	597
Moment de détection du cancer du sein	Au dépistage		3 799	914
	Post dépistage ≤ 12 mois		414	20
	Post dépistage 13-24 mois		1026	102
	Post dépistage 25-36 mois		502	69
	Post dépistage ≥ 37 mois		256	41

Comparaison des décès par cancer du sein observés et attendus

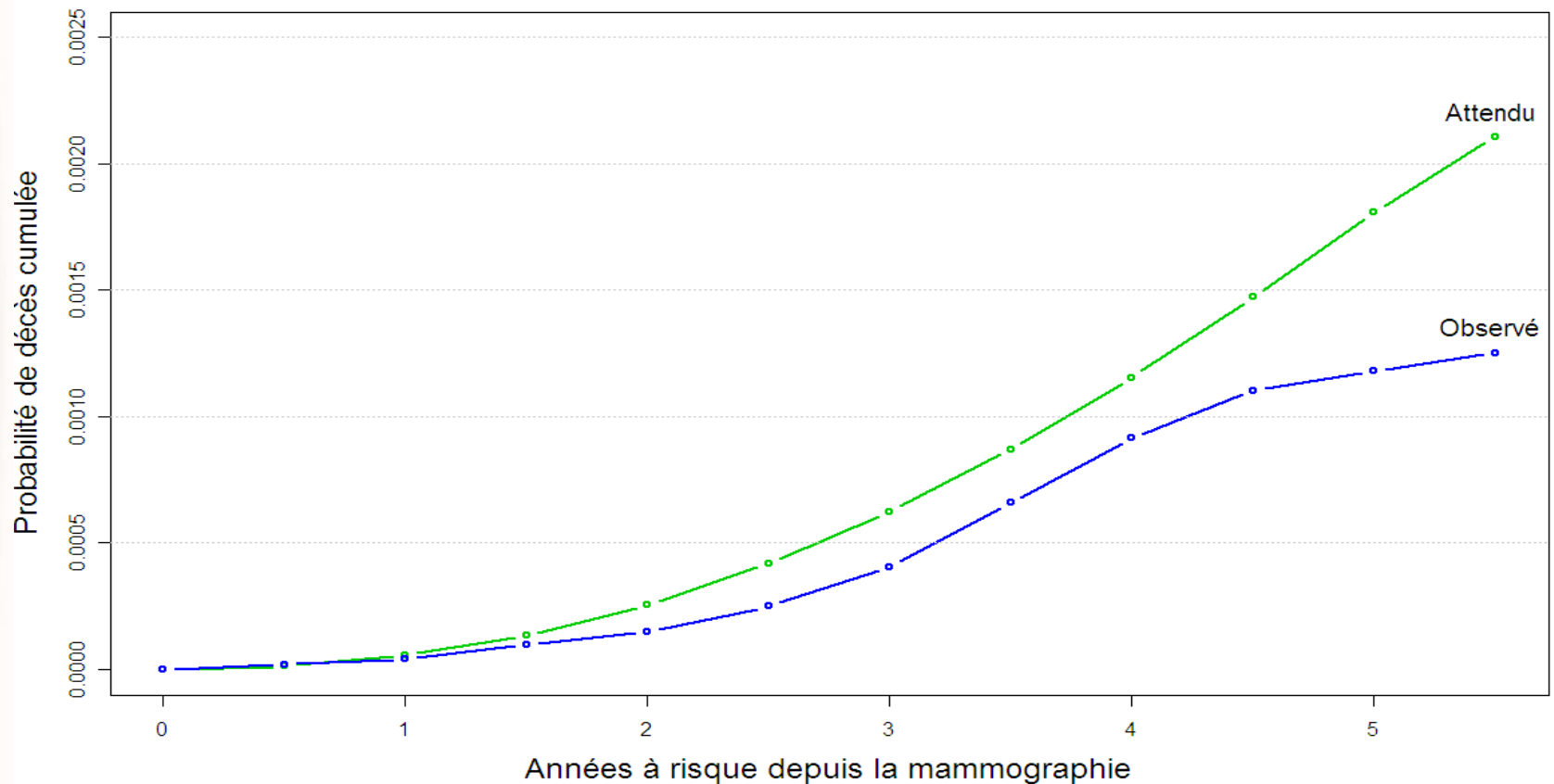
Modèle de survie considéré	Âge à la 1 ^{ère} mammographie	Nombre de décès		Mortalité
		Observés	Attendus	Ratio ¹ (IC à 95%)
Non-participantes brutes	50-59 ans	75	132	0.568 (0.439 – 0.696)
	60-69 ans	85	112	0.757 (0.596 – 0.918)
	Total	160	244	0.655 (0.553 – 0.756)
Non-participantes avec survie de 1 jusqu'à 1 mois	50-59 ans	75	125	0.600(0.466 – 0.738)
	60-69 ans	85	102	0.833(0.654 – 1.007)
	Total	160	227	0.705(0.595 – 0.813)

¹ Ratio de mortalité = Nb de décès observés / Nb de décès attendus

Probabilité de décès par cancer du sein par intervalle de temps, observés et attendus



Probabilité de décès par cancer du sein après un certain temps à risque, observés et attendus



Discussion

*Institut national
de santé publique*

Québec 

Conclusion

*Institut national
de santé publique*

Québec 

Merci !

*Institut national
de santé publique*

Québec 



information



formation



recherche



*coopération
internationale*

ÉVALUATION DE LA PERFORMANCE DES CENTRES DE
DÉPISTAGE DÉSIGNÉS DU PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE
DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN (PQDCS) : DESCRIPTION
DES MÉTHODES

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC

ÉVALUATION DE LA PERFORMANCE DES CENTRES DE
DÉPISTAGE DÉSIGNÉS DU PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE
DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN (PQDCS) : DESCRIPTION
DES MÉTHODES

DIRECTION DES SYSTÈMES DE SOINS ET POLITIQUES PUBLIQUES

AVRIL 2008

AUTEURS

Éric Pelletier, M.Sc.

Unité programmes de dépistage, génétique et lutte au cancer
Direction des systèmes de soins et politiques publiques,
Institut national de santé publique du Québec

Isabelle Théberge, M.Sc.

Unité programmes de dépistage, génétique et lutte au cancer
Direction des systèmes de soins et politiques publiques,
Institut national de santé publique du Québec

Nathalie Vandal, M.Sc.

Unité programmes de dépistage, génétique et lutte au cancer
Direction des systèmes de soins et politiques publiques,
Institut national de santé publique du Québec

Jacques Brisson, M.D., D. Sc.

Unité programmes de dépistage, génétique et lutte au cancer
Direction des systèmes de soins et politiques publiques, Institut national de santé publique du Québec,
Département de médecine sociale et préventive, Université Laval,
Unité de recherche en santé des populations (URESP) et Centre des maladies du sein Deschênes-Fabia, Hôpital du
Saint-Sacrement du CHA de Québec

AVEC LA COLLABORATION DE

Les autres membres de l'équipe d'évaluation du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS).

MISE EN PAGE

Sylvie Muller, agente administrative

Unité programmes de dépistage, génétique et lutte au cancer
Direction des systèmes de soins et politiques publiques,
Institut national de santé publique du Québec

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier sincèrement Monsieur Belkacem Abdous d'avoir accepté de réviser le présent rapport et nous avoir fait bénéficier de son expertise à travers ses commentaires pertinents et judicieux.

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec au : <http://www.inspq.qc.ca>.

Les reproductions à des fins d'étude privée ou de recherche sont autorisées en vertu de l'article 29 de la Loi sur le droit d'auteur. Toute autre utilisation doit faire l'objet d'une autorisation du gouvernement du Québec qui détient les droits exclusifs de propriété intellectuelle sur ce document. Cette autorisation peut être obtenue en formulant une demande au guichet central du Service de la gestion des droits d'auteur des Publications du Québec à l'aide d'un formulaire en ligne accessible à l'adresse suivante : <http://www.droitauteur.gouv.qc.ca/autorisation.php>, ou en écrivant un courriel à : droit.auteur@cspq.gouv.qc.ca.

Les données contenues dans le document peuvent être citées, à condition d'en mentionner la source.

DÉPÔT LÉGAL – 2^e TRIMESTRE 2008
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES NATIONALES DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES CANADA
ISBN : 978-2-550-52893-7 (VERSION IMPRIMÉE)
ISBN : 978-2-550-52895-1 (PDF)

©Gouvernement du Québec (2008)

SOMMAIRE

L'évaluation du Programme Québécois de Dépistage du Cancer du Sein (PQDCS) est principalement basée sur l'analyse d'indicateurs de performance tels que définis dans le cadre de référence du PQDCS. Les méthodes ont d'abord été développées pour mesurer les indicateurs de performance à l'échelle de l'ensemble du Québec puis de chaque région. L'objectif de ce rapport est de développer une approche qui permette de mesurer et de comparer des indicateurs de performance à l'échelle des centres.

Les indicateurs retenus pour évaluer la performance des centres sont le taux de détection, le taux de référence et le nombre de faux positifs par cancer détecté. Ces indicateurs sont estimés pour les dépistages initiaux et subséquents séparément. Le pourcentage des cancers de type in situ, le pourcentage des cancers infiltrants de petite taille et le pourcentage des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire ont également été retenus. Pour évaluer la performance d'un centre, la mesure de ces indicateurs est comparée à la mesure observée pour l'ensemble du Québec de même qu'à la cible choisie pour l'indicateur selon le cadre de référence du PQDCS.

Pour comparer les indicateurs mesurés pour un centre de dépistage avec ceux mesurés à l'échelle du Québec, il faut faire face à deux défis sur le plan méthodologique. D'abord, les caractéristiques de la clientèle varient entre les centres. De plus, certains centres ne réalisent qu'un nombre restreint de mammographies annuellement. Il a donc fallu développer une méthode pour mesurer les indicateurs de performance en ajustant pour les caractéristiques des femmes, ainsi qu'identifier une méthode qui permette le calcul d'un intervalle de confiance autour des indicateurs ajustés. Finalement, il a fallu développer une façon de présenter les résultats qui permette de mieux comprendre et analyser la performance des centres.

La standardisation est une méthode d'ajustement souvent utilisée pour tenir compte de la variation dans les caractéristiques des individus lorsque l'on compare deux ou plusieurs sous populations. Dans la littérature, deux méthodes de standardisation sont principalement utilisées, soit la standardisation directe et la standardisation indirecte. La standardisation directe comporte d'importantes limites quant à la stabilité statistique des estimés lorsque le nombre de sujets dans chaque sous population est relativement petit. Par contre, l'utilisation de la standardisation indirecte ne permet pas de comparer directement deux sous populations entres-elles, et contraint à comparer les sous populations uniquement avec la population totale. Néanmoins, en raison du grand nombre de facteurs confondants potentiels et des effectifs relativement faibles, la standardisation indirecte a été choisie. La standardisation indirecte consiste à comparer la valeur observée d'un indicateur dans un centre donné compte tenu de sa clientèle à la valeur attendue de cet indicateur dans cette même clientèle si la performance du centre avait été égale à celle observée dans l'ensemble du PQDCS. Le ratio de l'observé sur l'attendu (X/A) est alors dérivé de la standardisation indirecte.

Puisque le nombre de mammographies de dépistage réalisées dans les centres du Québec est limité, plusieurs indicateurs doivent être calculés en utilisant les données de plus d'une année. La méthode présentée utilise les données de trois années regroupées. De plus, afin de tenir compte de la variation aléatoire (statistique) liée au nombre d'examen de dépistage des centres de dépistage, un intervalle de confiance à 95 % est calculé. Les indicateurs choisis sont des proportions (et une cote). La loi binomiale est donc utilisée pour le calcul de l'intervalle de confiance du ratio X/A .

Pour faciliter l'interprétation des comparaisons de la performance de chaque centre avec celle de l'ensemble du Québec, chaque ratio X/A (et son intervalle de confiance) est multiplié par la valeur de l'indicateur calculé à l'échelle du Québec. Pour un centre de dépistage donné, ce calcul donne une valeur de l'indicateur dite « ajustée ». De plus, un mode de présentation graphique des indicateurs ajustés a été développé pour favoriser l'analyse et la compréhension des résultats. La première approche vise à présenter pour un centre donné l'évolution de sa performance dans le temps. La seconde approche vise à présenter simultanément la performance de tous les centres pour une période donnée et pour un indicateur donné.

Les méthodes présentées sont maintenant utilisées au Québec pour l'évaluation de la performance des centres de dépistage. Ces méthodes pourraient éventuellement être utilisées pour évaluer la performance des centres dans lesquels se fait l'investigation des femmes qui ont eu une mammographie de dépistage anormale.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	V
LISTE DES FIGURES.....	VII
INTRODUCTION.....	1
1. PROBLÉMATIQUE.....	3
2. OBJECTIFS	5
3. MÉTHODE	7
3.1 Ajustement pour les caractéristiques des femmes	7
3.1.1 Taux observé	8
3.1.2 Taux attendu	8
3.1.3 Indicateur de performance ajusté	14
3.2 Estimations des intervalles de confiance	16
4. PRÉSENTATION DES RÉSULTATS	19
4.1 Évolution de la performance d'un CDD dans le temps	19
4.2 Performance de l'ensemble des CDD pour une période donnée	21
5. DISCUSSION	23
BIBLIOGRAPHIE.....	25
ANNEXE	27

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Caractéristiques des femmes disponibles dans le SI-PQDCS	9
Tableau 2	Sélection des caractéristiques à garder dans le modèle final.....	11
Tableau 3	Variables d'ajustement pour les analyses des indicateurs de performance.....	12
Tableau 4	Caractéristiques retenues dans le modèle ainsi que leurs variables indicatrices.....	13
Tableau 5	Taux de détection spécifique en fonction des caractéristiques des femmes du CDD ₁	14

LISTE DES FIGURES

Figure 1	Évolution de la performance dans le temps selon le type de mammographie (initiale ou subséquente) pour le CDD ₂	20
Figure 2	Taux de détection ajustés et intervalles de confiance à 95 % pour les CDD du Québec, mammographie initiale, PQDCS 2002-2004.....	22

INTRODUCTION

L'assurance de la qualité du Programme Québécois de Dépistage du Cancer du Sein (PQDCS) est largement basée sur l'analyse d'indicateurs de performance tels que définis dans le cadre de référence du PQDCS⁽¹⁾. Le suivi de ces indicateurs permet de savoir si le PQDCS atteint les cibles qu'il s'est fixé.

Les méthodes pour mesurer les indicateurs de performance ont d'abord été développées pour suivre ces indicateurs dans l'ensemble du Québec⁽²⁾. Depuis quelques années, ces indicateurs sont également analysés au niveau régional. Cette analyse a permis de montrer des changements dans le temps de certains indicateurs au niveau des régions et du Québec ainsi que des variations régionales quant à la performance du programme.

Le ministère de la Santé et des Services sociaux, les coordinations régionales, les établissements et les professionnels désirent aussi pouvoir évaluer la performance des centres associés au programme. Il est donc maintenant devenu important de développer une approche qui permette de mesurer et de comparer des indicateurs de performance à l'échelle des centres. Comme première étape, ce projet a pour but de développer une telle approche pour évaluer la performance des Centres de Dépistage Désignés (CDD). Les indicateurs retenus pour évaluer la performance des CDD sont le taux de détection, le taux de référence et le nombre de faux positifs par cancer détecté estimés séparément pour les dépistages initiaux et subséquents (voir tableau en annexe). Le pourcentage des cancers de type in situ, le pourcentage des cancers infiltrants de petite taille et le pourcentage des cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire ont également été retenus. La définition de chacun de ces indicateurs est présentée à l'annexe. Pour évaluer la performance d'un CDD, la performance de celui-ci est comparée à celle observée pour l'ensemble du Québec de même qu'à la cible choisie pour l'indicateur dans le cadre de référence du PQDCS.

1. PROBLÉMATIQUE

Sur un plan méthodologique, la comparaison des indicateurs de performance d'un centre avec ceux obtenus pour l'ensemble du Québec peut être problématique principalement pour deux raisons⁽³⁾.

Premièrement, les caractéristiques des femmes ayant fréquenté un centre pourraient être différentes de celles des femmes avec lesquelles se fait la comparaison, soit l'ensemble des québécoises qui participent au PQDCS. Ainsi, les clientèles peuvent être plus ou moins à risque de développer un cancer du sein. Par exemple, les femmes fréquentant un CDD donné peuvent être plus âgées et avoir, dans une plus grande proportion, une histoire familiale de cancer du sein que les femmes de l'ensemble du PQDCS. Cette situation ferait en sorte que, dans ce centre, le taux de détection pourrait être naturellement plus élevé que dans l'ensemble du PQDCS uniquement parce que la fréquence du cancer du sein y est plus élevée. Dans ce cas, une analyse qui tient compte des caractéristiques des femmes serait nécessaire.

Le second problème est lié au fait que le nombre de mammographies réalisées annuellement dans les CDD est relativement petit. L'erreur aléatoire (la variance statistique) peut être grande, entraînant ainsi un manque de précision de la mesure de l'indicateur. Le calcul d'un intervalle de confiance permet d'interpréter l'indicateur de performance en tenant compte de son erreur aléatoire.

2. OBJECTIFS

1. Développer une méthode pour mesurer les indicateurs de performance du PQDCS à l'échelle des Centres de Dépistage Désignés (CDD) en tenant compte des caractéristiques des femmes dépistées;
2. Développer une méthode pour calculer des intervalles de confiance pour la mesure des indicateurs qui a été ajustée pour les caractéristiques des femmes;
3. Appliquer les méthodes développées pour examiner la performance des CDD : mesurer la performance des CDD, effectuer une analyse de l'évolution de la performance de chaque CDD dans le temps, comparer la performance de chaque CDD avec la performance moyenne du Québec ainsi qu'avec la cible du PQDCS.

3. MÉTHODE

Les méthodes d'analyse proposées seront illustrées en utilisant comme indicateur de performance le taux de détection du cancer du sein.

3.1. Ajustement pour les caractéristiques des femmes

La standardisation est une méthode d'ajustement fréquemment utilisée afin d'enlever le plus possible l'effet confondant causé par la variation dans les caractéristiques des femmes lorsque l'on compare deux ou plusieurs sous populations (par exemple lorsque l'on compare la performance d'un CDD à celle de l'ensemble du PQDCS ou la performance d'un CDD à celle d'un autre CDD). Deux méthodes de standardisation sont principalement utilisées, soit la standardisation directe et la standardisation indirecte. La standardisation directe consiste à appliquer la distribution par catégorie de la (les) variable(s) d'ajustement de la population de référence aux taux par catégorie de la (des) variable(s) d'ajustement pour les populations étudiées. Cette méthode comporte d'importantes limites quant à la stabilité des estimés lorsque le calcul implique des petits nombres^(4, 5). La standardisation indirecte quant à elle consiste à appliquer les taux par catégorie de la (des) variable(s) d'ajustement de la population de référence à la distribution par catégorie de la (des) variable(s) d'ajustement pour les populations étudiées. La standardisation indirecte comporte également une limite importante. En effet, ce type de standardisation permet de comparer les populations à l'étude uniquement avec la population de référence. Par exemple, la standardisation indirecte permet de comparer la performance d'un CDD à celle de l'ensemble du Québec (la population de référence) mais ne permet pas de comparer deux CDD entre eux. Néanmoins, en raison du grand nombre de caractéristiques des femmes qui peuvent différer d'un CDD à l'autre tout en ayant un effet sur les différents indicateurs de performance à l'étude (i.e. du grand nombre de facteurs confondants potentiels), ainsi que du nombre relativement faible d'effectifs (par exemple le nombre de cas de cancer du sein détectés dans un CDD annuellement), la standardisation indirecte a été retenue comme méthode d'ajustement.

Les indicateurs de performance du PQDCS seront donc ajustés pour les caractéristiques des femmes à l'aide de la standardisation indirecte. L'application de la standardisation indirecte passe par le calcul d'un ratio de taux, soit un taux observé divisé par un taux attendu. Le calcul du ratio de mortalité standardisé (SMR) (de l'anglais standardized mortality ratio) est une application courante de l'utilisation de la standardisation indirecte. Cette méthode permet un ajustement selon plusieurs caractéristiques des femmes. La standardisation indirecte a été utilisée dans d'autres pays pour obtenir des indicateurs cliniques ajustés pour les caractéristiques des femmes au niveau des hôpitaux et/ou des médecins⁽⁶⁻⁸⁾.

3.1.1. Taux observé

Le taux observé correspond à la mesure brute de l'indicateur de performance dans une sous population d'intérêt, c'est-à-dire sans aucun ajustement.

Par exemple, le taux de détection observé ($TD_{\text{observé}}$) d'un CDD donné correspond à la proportion de femmes pour lesquelles un diagnostic de cancer du sein a été posé à la suite d'une mammographie de dépistage anormale par rapport au nombre total de mammographies de dépistage effectuées dans ce CDD.

$$TD_{\text{observé}} = \frac{\text{nombre de cancers diagnostiqués}}{\text{nombre de mammographies de dépistage}} \times 1\,000 \text{ femmes}$$

Par exemple, dans le CDD₁, 2 000 femmes ont passé une mammographie de dépistage dans le cadre du PQDCS. La mammographie s'est avérée anormale pour 200 d'entre elles. Parmi ces 200 femmes, 12 ont eu un diagnostic de cancer du sein suite à leur investigation. Le taux de détection observé pour le CDD₁ correspond donc à 6 cancers/1 000 femmes :

$$\frac{12 \text{ cancers diagnostiqués}}{2\,000 \text{ mammographies}} = 6 \text{ cancers/1\,000 femmes}$$

3.1.2. Taux attendu

Le taux attendu est obtenu à l'aide d'un modèle de régression logistique^(9, 10). Dans notre cas, la population de référence est l'ensemble du Québec et les sous populations à l'étude sont les différents CDD du PQDCS. Comme la standardisation indirecte se calcule à partir du taux de la population de référence, le modèle de régression logistique utilise les données de l'ensemble des participantes au PQDCS. Le modèle de régression logistique permet d'obtenir des taux spécifiques pour les différentes combinaisons de caractéristiques des femmes à l'étude. Dans un premier temps, une sélection des caractéristiques des femmes doit être faite afin de ne conserver dans le modèle que les caractéristiques importantes dans la prédiction de l'indicateur de performance. Dans un deuxième temps, les taux spécifiques peuvent être obtenus pour chaque combinaison de caractéristiques des femmes qui ont été conservées dans le modèle final. Finalement, ces taux spécifiques doivent être utilisés pour calculer le taux attendu pour le CDD, soit en calculant la moyenne des taux spécifiques pour chaque femme dans le CDD.

Afin de calculer un taux attendu pour un CDD en particulier, trois étapes sont nécessaires : 1- sélectionner les caractéristiques des femmes à garder dans le modèle de régression logistique, 2- obtenir les taux spécifiques résultant de la régression logistique et 3- calculer le taux attendu pour le CDD.

1. Sélection des caractéristiques des femmes à garder dans le modèle de régression logistique.

Continuons notre exemple portant sur le taux de détection dans le CDD₁. La variable dépendante du modèle de régression logistique indique la présence ou non d'un diagnostic de cancer du sein détecté par dépistage. Les variables dépendantes correspondent aux caractéristiques des femmes ayant passé une mammographie de dépistage dans le cadre du PQDCS. Les caractéristiques de ces femmes sont recueillies dans le système d'information du PQDCS (SI-PQDCS) et sont énumérées au tableau 1.

Tableau 1 Caractéristiques des femmes disponibles dans le SI-PQDCS

<ul style="list-style-type: none">- Âge de la femme;- Antécédent(s) d'examen(s) relié(s) aux seins : mammographie, ponction/biopsie, réduction mammaire, mastectomie, autre intervention;- Examen physique des seins dans la dernière année;- Présence de symptômes au moment de la mammographie de dépistage;- Prothèse mammaire;- Histoire familiale de cancer du sein;- Prise d'hormonothérapie de substitution;- Statut ménopausique et âge à la ménopause;- Parité, âge au 1^{er} enfant, nombre d'enfants;- Indice de masse corporelle;- Densité mammaire.
--

Seules les caractéristiques jugées importantes dans la prédiction du taux de détection seront gardées dans le modèle. L'importance de la caractéristique dans la prédiction du taux de détection attendu est jugée à l'aide de la valeur discriminante c , obtenue à partir du modèle de régression logistique. Cette valeur c correspond à l'aire sous la courbe ROC (de l'anglais Receiver Operating Characteristic curve). La courbe ROC correspond au graphique qui met en relation la proportion de vrais positifs (sensibilité) et la proportion de faux positifs ($1 - \text{spécificité}$) d'un test pour différents seuils de décision. L'aire sous la courbe ROC, et donc la valeur discriminante c peut être interprétée comme étant la proportion de paires, une avec un cancer du sein et l'autre sans cancer du sein, correctement prédite^(11, 12). Une valeur c est égale à 0,5 lorsque le modèle n'est pas du tout discriminant (i.e. que le modèle a prédit correctement l'issue des femmes pour 50 % des paires) et est égale à 1,0 lorsque le modèle

est parfaitement discriminant entre les cas et les non cas (i.e. que le modèle a prédit correctement l'issue des femmes pour 100 % des paires).

Pour obtenir le modèle de prédiction recherché, la valeur discriminante c du modèle complet (avec toutes les caractéristiques des femmes disponibles) est d'abord calculée. Puis, l'effet du retrait tour à tour de chacune des caractéristiques est évalué sur la valeur discriminante c . Lorsque l'effet du retrait d'une caractéristique change très peu la valeur discriminante c du modèle (changement inférieur à 0,010), cette caractéristique est jugée comme non importante dans le modèle prédictif final.

Dans le SI-PQDCS, quelques caractéristiques sont manquantes pour certaines femmes. La proportion de femmes avec valeurs manquantes est cependant très faible (< 2 %). Lors du processus de sélection des caractéristiques, les femmes avec des valeurs manquantes sont regroupées et introduites dans le modèle à l'aide d'une variable indicatrice. Une fois les caractéristiques du modèle final sélectionnées, les valeurs manquantes d'une variable sont incluses dans la catégorie de la variable contenant la plus grande proportion de femmes. Cette façon de traiter les valeurs manquantes permet d'éviter la grande instabilité du coefficient correspondant aux valeurs manquantes et n'entraînent pas ou très peu de changement dans le coefficient de la catégorie ayant la plus grande proportion de femmes.

Le tableau 2 illustre la sélection des caractéristiques des femmes à garder dans le modèle de régression logistique. Seulement trois caractéristiques sont considérées dans cet exemple, soit l'âge de la femme, l'indice de masse corporelle et l'antécédent de ponction/biopsie.

Premièrement, on doit ajuster le modèle complet incluant toutes les variables (Étape A, tableau 2). Ensuite, chaque variable du modèle complet est exclue à tour de rôle afin de calculer l'apport de cette variable à la valeur discriminante c . Trois nouveaux modèles sont donc créés. Les valeurs discriminantes c de chaque modèle sont alors comparées avec celle du modèle complet. Si la différence est inférieure à 0,01, alors la variable est exclue du modèle car son apport est jugé insuffisant. Il est important de n'exclure qu'une seule variable à chaque étape. Dans notre exemple, la variable « antécédent de ponction/biopsie » est exclue du modèle, car son apport au modèle complet n'est que de 0,003.

Deuxièmement (Étape B, tableau 2), chaque variable restante dans le modèle est à tour de rôle enlevée afin de pouvoir calculer le nouvel apport de cette variable à la valeur discriminante c . Dans notre exemple, la différence des valeurs discriminantes c des deux variables restantes avec le modèle complet est supérieure à 0,01. Donc, les caractéristiques retenues pour le modèle prédictif final sont l'âge de la femme et l'indice de masse corporelle.

Tableau 2 Sélection des caractéristiques à garder dans le modèle final

	Valeur discriminante <i>c</i>	Différence des valeurs discriminantes <i>c</i> avec le modèle complet	Maintien ou exclusion de la variable dans le modèle final
Étape A			
Modèle complet avec toutes les caractéristiques des femmes	0,573	---	
Modèle sans l'âge de la femme	0,534	0,039	Maintien
Modèle sans l'indice de masse corporelle	0,560	0,013	Maintien
Modèle sans antécédent de ponction/ biopsie	0,570	0,003	Exclusion
Étape B			
Modèle sans l'antécédent de ponction/biopsie et sans l'âge de la femme	0,521	0,052	Maintien
Modèle sans l'antécédent de ponction/biopsie et sans l'indice de masse corporelle	0,558	0,015	Maintien

L'analyse décrite ci-haut a été réalisée avec toutes les caractéristiques des femmes disponibles dans le SI-PQDCS (tableau 1). Les caractéristiques retenues pour l'ajustement de chaque indicateur de performance sont inscrites dans le tableau 3. Le choix des variables a été fait à partir de la cohorte de femmes ayant eu une mammographie de dépistage entre janvier 2001 et décembre 2003.

Tableau 3 Variables d'ajustement pour les analyses des indicateurs de performance

	TR	TD	FP/C	IS	PT	GG
Indice de masse corporelle	√	√	√	√	√	√
Masse		√	√	√	√	√
Densité mammaire	√	√		√	√	√
Antécédent de mammographie	√	√		√	√	√
Âge de la femme		√	√	√	√	
Ménopause et âge à la ménopause		√	√			√
Histoire familiale de cancer du sein		√	√			
Parité et âge au 1 ^{er} enfant		√	√			
Antécédent de ponction ou biopsie	√					
Symptômes (douleur, inversion, écoulement)						
Prothèse ou réduction mammaire						

√ : indique que la variable est retenue dans le modèle final.

TR: Taux de référence, TD: Taux de détection, FP/C: Faux positif par cancer, IS : Cancer *In Situ*.

PT: Cancer infiltrant de petite taille, GG: Cancer infiltrant sans envahissement ganglionnaire.

2. Taux spécifiques estimés par régression logistique.

En utilisant toutes les mammographies de dépistage du PQDCS pour une période donnée, le modèle de régression logistique permet d'attribuer un taux de détection spécifique pour chaque femme. Ce taux de détection spécifique dépend des caractéristiques des femmes. Il peut être interprété comme une probabilité de détection d'un cancer du sein pour chaque femme de la population de référence selon ses caractéristiques personnelles.

Pour un ensemble de caractéristiques possibles, X_1, \dots, X_p , l'équation du modèle de régression logistique est égale à:

$$\log \left[\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)} \right] = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p + \varepsilon$$

donc, on estime le taux spécifique par :

$$\pi(x) = \frac{e^{\alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p}}{1 + e^{\alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p}}$$

D'après l'exemple ci-haut, deux caractéristiques ont été retenues dans le modèle de régression logistique. Ces deux caractéristiques sont traitées en catégories à l'aide de variables indicatrices (tableau 4).

Tableau 4 Caractéristiques retenues dans le modèle ainsi que leurs variables indicatrices

Caractéristiques	Variabes indicatrices
Âge (ans)	
50-54	--- (référence)
55-59	ag ₂
60-64	ag ₃
65-69	ag ₄
Indice de masse corporelle (kg/m ²)	
< 20	--- (référence)
20-24	imc ₂
25-29	imc ₃
30-34	imc ₄
≥ 35	imc ₅

L'équation du modèle de régression logistique devient donc :

$$\log \left[\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)} \right] = \alpha + \beta_1 ag_2 + \beta_2 ag_3 + \beta_3 ag_4 + \beta_4 imc_2 + \beta_5 imc_3 + \beta_6 imc_4 + \beta_7 imc_5$$

donc,

$$\pi(x) = \frac{e^{\alpha + \beta_1 ag_2 + \beta_2 ag_3 + \beta_3 ag_4 + \beta_4 imc_2 + \beta_5 imc_3 + \beta_6 imc_4 + \beta_7 imc_5}}{1 + e^{\alpha + \beta_1 ag_2 + \beta_2 ag_3 + \beta_3 ag_4 + \beta_4 imc_2 + \beta_5 imc_3 + \beta_6 imc_4 + \beta_7 imc_5}}$$

où

$\pi(x)$ = taux de détection spécifique

Le modèle de régression logistique portant sur la population totale de femmes dépistées permet de déterminer la valeur des coefficients α et β de cette équation. À l'aide de ces valeurs de coefficients, les taux spécifiques selon les caractéristiques des femmes peuvent être calculés.

$$\pi(x) = \frac{e^{-5,75 + 0,33ag_2 + 0,40ag_3 + 0,57ag_4 + 0,44imc_2 + 0,49imc_3 + 0,63imc_4 + 0,78imc_5}}{1 + e^{-5,75 + 0,33ag_2 + 0,40ag_3 + 0,57ag_4 + 0,44imc_2 + 0,49imc_3 + 0,63imc_4 + 0,78imc_5}}$$

Par exemple, pour une femme âgée de 60 ans et dont l'indice de masse corporelle est de 23 kg/m², son taux de détection spécifique est de :

$$\pi(x) = \frac{e^{-5,75 + 0,40 ag_3 + 0,44 imc_2}}{1 + e^{-5,75 + 0,40 ag_3 + 0,44 imc_2}} = \frac{e^{-4,91}}{1 + e^{-4,91}} = 0,00732$$

3. Taux attendu pour un CDD

Une fois le taux spécifique obtenu pour chaque femme, le taux attendu pour un CDD peut être estimé. Il correspond à la moyenne des taux spécifiques pour chaque femme du CDD :

$$\text{Taux}_{\text{attendu}} = \frac{\sum \text{taux spécifiques de chaque femme ayant passé une mammographie dans ce CDD}}{\text{Nombre de mammographies de dépistage effectuées dans ce CDD}}$$

Dans notre exemple, 2 000 mammographies de dépistage avaient été effectuées dans le CDD₁. Un taux spécifique est assigné à chaque femme de ce CDD selon ses caractéristiques (tableau 5).

Tableau 5 Taux de détection spécifique en fonction des caractéristiques des femmes du CDD₁

Caractéristiques des femmes	Taux de détection spécifique*
1 ^{re} femme : 60 ans, 23 kg/m ² d'imc	0,00732
2 ^e femme : 52 ans, 28 kg/m ² d'imc	0,00517
...	...
2 000 ^e femme : 67 ans, 19 kg/m ² d'imc	0,00560

* Le taux de détection spécifique provient du modèle de régression logistique.

Donc,

$$\text{TD}_{\text{attendu}} = \frac{0,00732 + 0,00517 + \dots + 0,00560}{2\,000} = 5,9 \text{ cancers/1\,000 femmes}$$

Ce taux de détection attendu s'interprète comme le taux de détection que l'on aurait dû observer dans ce CDD si la performance y avait été semblable à celle de l'ensemble du PQDCS.

3.1.3. Indicateur de performance ajusté

La division du taux observé par le taux attendu pour un CDD donne un ratio de taux généralement appelé SMR. Ce ratio compare donc la performance du CDD à celle de l'ensemble du Québec après ajustement pour la composition de la clientèle du CDD. Lorsque le taux observé est inférieur au taux attendu, le ratio est inférieur à 1 indiquant que la performance du CDD est inférieure à celle mesurée pour l'ensemble du PQDCS en tenant compte des différences au niveau des caractéristiques des femmes. Si le taux observé est égal au taux attendu, le ratio sera égal à 1 et si le taux observé est supérieur au taux attendu, le ratio sera supérieur à 1 indiquant que la performance du CDD est égale ou supérieure à l'ensemble du Québec respectivement. Cependant, l'interprétation d'une série de ratios peut parfois porter à confusion. Nous avons donc choisi de multiplier le ratio par la

valeur de l'indicateur de performance pour l'ensemble du Québec. Le résultat de cette multiplication peut s'interpréter comme une mesure de l'indicateur de performance « ajustée » pour les caractéristiques des femmes du CDD.

Poursuivant notre exemple ci-haut, le taux de détection observé (6,0 cancers/1 000 femmes) et le taux de détection attendu du CDD₁ (5,9 cancers/1 000 femmes) donnent un ratio de taux (X/A) égal à 1,017. Comme le ratio est tout prêt de la valeur 1, la performance du CDD₁, pour ce qui est du taux de détection, ne semble pas être bien différente de celle de l'ensemble du Québec. En sachant que le taux de détection au Québec pour la même période est de 6,4 cancers/1 000 femmes, alors le taux de détection « ajusté » du CDD₁ sera égal à 6,5/1 000 femmes:

$$TD_{\text{ajusté}} = \frac{TD_{\text{observé}}}{TD_{\text{attendu}}} \times TD_{\text{province}}$$

$$TD_{\text{ajusté}} = \frac{6,0 \text{ cancers/1 000 femmes}}{5,9 \text{ cancers/1 000 femmes}} \times 6,4 \text{ cancers/1 000 femmes}$$

$$TD_{\text{ajusté}} = 6,5 \text{ cancers/1 000 femmes}$$

On peut donc dire que le taux de détection ajusté du CDD₁ (6,5 cancers/1 000 femmes) est presque identique au taux de détection du Québec (6,4 cancers/1 000 femmes) en tenant compte de la composition de la clientèle du CDD₁.

3.2. Estimations des intervalles de confiance

Puisque le nombre de mammographies faites annuellement est relativement faible pour quelques CDD, le calcul des indicateurs de performance est fait sur les données d'une période de trois ans. De plus, afin de tenir compte de la variation aléatoire (variabilité statistique) dans la mesure des indicateurs de performance, un intervalle de confiance à 95 % est estimé.

Le calcul de l'intervalle de confiance pour un indicateur de performance ajusté est dérivé directement de l'intervalle de confiance du ratio du taux observé et du taux attendu à l'aide de la régression logistique⁽¹³⁾. Afin de s'assurer que la distribution des ratios respecte le postulat de normalité, la méthode en approximation normale basée sur une transformation logarithmique du ratio (taux observé/taux attendu) est utilisée. Les intervalles de confiance à 95 % par la méthode en approximation sont calculés de la façon suivante :

$$\text{Ratio de taux (R)} = \frac{\text{taux observé}}{\text{taux attendu}} = \frac{X / N}{A / N} = \frac{X}{A}$$

Où X = Nombre de cancers observés
A = Nombre de cancers attendus
N = Nombre de mammographies de dépistage effectuées

La variance du log du ratio est donc égale à :

$$\text{Var}(\log R) = \text{Var}\left(\log\left(\frac{X}{A}\right)\right) = \text{Var}(\log X - \log A) = \text{Var}(\log X) + \text{Var}(\log A) - 2\text{Cov}(\log X, \log A)$$

En utilisant la linéarisation de Taylor et en supposant que la covariance entre log X et log A est négligeable, on obtient :

$$\text{Var}(\log R) \cong \frac{\text{Var}(X)}{X^2} + \frac{\text{Var}(A)}{A^2}$$

Lorsque l'indicateur en question est une proportion (taux de détection, taux de référence, pourcentage de cancer *in situ*, pourcentage de cancers infiltrants de petite taille et pourcentage de cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire), X suit une loi de probabilité binomiale (Bin (n,p)). Donc,

$$E[X] = np \quad \text{et} \quad \text{Var}(X) = np(1-p)$$

Si on estime p par x/n, on obtient :

$$\hat{Var}(x) \cong x \left(1 - \frac{x}{n}\right) = \frac{x(n-x)}{n}$$

Donc,

$$\hat{Var}(\log(R)) \cong \frac{(n-x)}{nx} + \frac{\hat{Var}(A)}{\hat{A}^2}$$

Ce qui donne :

$$\log(R) \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{(n-x)}{nx} + \frac{\hat{Var}(A)}{\hat{A}^2}}$$

Par transformation inverse, on obtient:

$$I.C.95\% \text{ du ratio} = \frac{\text{taux observé}}{\text{taux attendu}} * e^{\left(\pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{n-x}{nx} + \frac{\hat{Var}(A)}{\hat{A}^2}} \right)}$$

La variance de l'attendu se calcule à partir de la matrice de variance-covariance dérivée de la régression logistique utilisée pour estimer les taux attendus. La formule est décrite dans l'article de Hosmer et Lemeshow⁽¹³⁾. La variance de l'attendu est minime comparativement à celle de l'observé. Pour la majorité des centres de notre étude, l'ajout de cette variabilité ne change rien à l'intervalle de confiance.

L'intervalle de confiance pour l'indicateur de performance ajusté est ensuite obtenu en multipliant la limite supérieure et inférieure de l'intervalle de confiance du ratio par la valeur moyenne de l'indicateur de performance pour l'ensemble du PQDCS. L'utilisation de la transformation logarithmique résulte en des intervalles de confiance asymétriques autour du ratio. Si l'intervalle de confiance de l'indicateur de performance d'un CDD ne couvre pas la valeur de l'indicateur de performance du Québec, alors la performance de ce CDD est statistiquement différente de la performance de l'ensemble des CDD du PQDCS.

Dans le calcul de l'indicateur de performance par CDD, lorsque les effectifs sont trop faibles (lorsque le nombre de cas est égal ou inférieur à 5), alors l'intervalle de confiance est calculé à l'aide d'une méthode exacte. Les limites de confiance inférieure et supérieure sont trouvées en solutionnant des équations par itération⁽¹⁴⁾.

Reprenons notre exemple du taux de détection du CDD₁. Ce CDD a effectué 2 000 mammographies de dépistage et 12 femmes ont obtenu un diagnostic de cancer du

sein suite à une mammographie anormale. Son taux de détection observé est de 6,0 cancers/1 000 femmes, son taux de détection attendu est de 5,9 cancers/1 000 femmes ce qui donne un ratio de taux (X/A) de 1,017 et un taux de détection ajusté de 6,5 cancers/1 000 femmes. Dans cet exemple, le taux de détection de la province est de 6,4 cancers/1 000 femmes. Puisque le nombre de cancers diagnostiqués chez les femmes ayant passé une mammographie de dépistage dans ce CDD est supérieur à 5 (soit 12), la méthode en approximation peut être utilisée pour le calcul des intervalles de confiance. L'intervalle de confiance à 95 % pour le taux de détection ajusté du CDD₁ sera :

$$I.C.95\% \text{ du ratio} = \frac{6,0 \text{ cancers} / 1000 \text{ femmes}}{5,9 \text{ cancers} / 1000 \text{ femmes}} * e^{\left(\pm 1,96 \sqrt{\frac{2000-12}{2000*12} + \frac{0,138}{(11,8)^2}} \right)}$$

$$I.C.95\% \text{ du ratio} = (0,58 - 1,79)$$

L'intervalle de confiance à 95 % du ratio (TD_{observé}/TD_{attendu}) est donc de (0,58 - 1,79). Afin d'obtenir l'intervalle de confiance à 95 % pour le taux de détection ajusté du CDD₁, chacune des bornes de l'intervalle de confiance doivent être multipliées par le taux de détection du Québec (soit 6,4 cancers/1 000 femmes). L'intervalle de confiance à 95 % du taux de détection ajusté du CDD₁ est donc de (3,7 ‰ - 11,5 ‰). Par conséquent, le taux de détection ajusté du CDD₁ est de 6,5 cancers/1 000 femmes et son intervalle de confiance à 95 % va de 3,7 à 11,5 cancers/1 000 femmes. Le taux de détection ajusté pour le CDD₁ n'est donc pas statistiquement différent du taux de détection du Québec (de l'ensemble du PQDCS) puisque son intervalle de confiance couvre celui du Québec. On peut dire que la performance du CDD₁ en terme du taux de détection du cancer du sein est comparable à la performance de la moyenne de tous les CDD du Québec.

4. PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

Le mode de présentation des résultats doit aider à examiner la performance des centres. Dans la présente section, deux approches sont proposées. Une première approche vise à présenter, pour un CDD donné, l'évolution de sa performance dans le temps alors que la seconde approche vise à présenter simultanément la performance de l'ensemble des CDD pour une période donnée.

4.1. Évolution de la performance d'un CDD dans le temps

Cette présentation des résultats permet une comparaison de la performance du CDD avec la performance de l'ensemble du PQDCS ainsi qu'avec les cibles fixées par le programme.

La figure 1 montre les neuf indicateurs de performances retenus sur une seule page fournissant ainsi une vue d'ensemble de l'évolution de la performance du CDD. Les trois graphiques du haut sont ceux associés à la performance du CDD par rapport aux mammographies de dépistage initiales (soit le taux de référence, le taux de détection et le nombre de faux positifs par cancer détecté). Les trois graphiques du centre sont ceux associés à la performance pour les mammographies de dépistage subséquentes (soit le taux de référence, le taux de détection et le nombre de faux positifs par cancer détecté). Finalement, les trois graphiques du bas sont liés à la précocité des cancers détectés suite à une mammographie de dépistage initiale ou subséquentes (soit le pourcentage de cancers *in situ*, le pourcentage de cancers infiltrants de petite taille et le pourcentage de cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire).

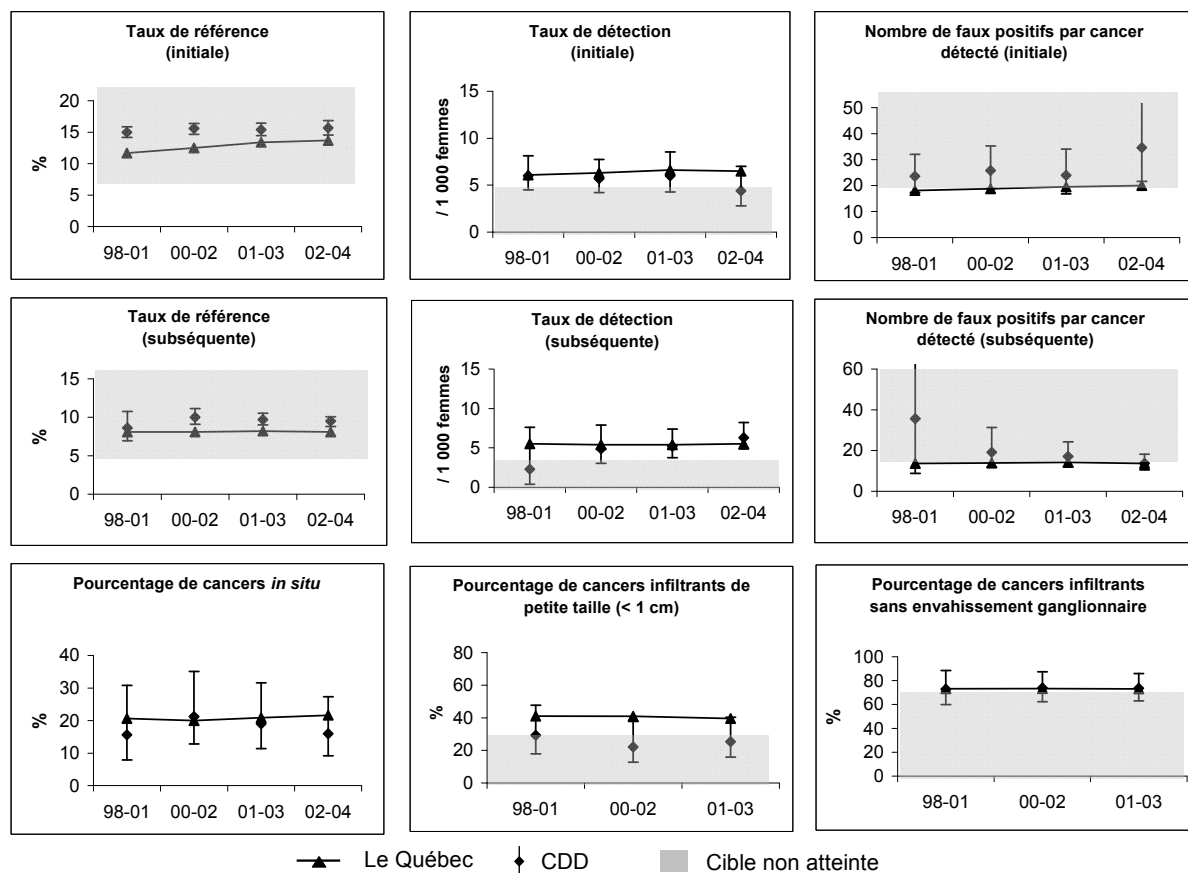
Chaque point sur les graphiques représente la performance sur une période de trois ans. Par exemple, les points situés au-dessus de la catégorie « 02-04 » donne les résultats pour les années 2002, 2003 et 2004 combinées. Il n'y a que la catégorie « 98-01 » qui regroupe plus de trois années, cette exception est due au fait que le PQDCS n'a débuté qu'en mai de 1998. Vous remarquerez également que les années s'entrecoupent. Cette méthode, appelée lissage, permet de réduire la variabilité liée au hasard (variabilité statistique) entre chacun des points du graphique.

Sur chacun des graphiques, vous retrouverez la performance du CDD ajustée (losange noir) avec un intervalle de confiance (IC) à 95 % (ligne verticale). Vous pourrez comparer la performance du CDD avec celle de la moyenne du Québec (triangle gris). L'intervalle de confiance à 95 % représente la variation aléatoire autour du résultat du CDD. Un CDD peut donc considérer que sa performance est comparable, sur le plan statistique, à celle de l'ensemble du PQDCS, lorsque son intervalle de confiance comprend la valeur de l'indicateur pour le Québec. De plus, si le résultat du CDD se retrouve à l'intérieur de la zone grisée sur le graphique, cela signifie que le CDD n'a pas atteint la cible du PQDCS. Notez qu'il n'y pas de cible sur le pourcentage de cancers *in situ*.

Il est primordial, pour analyser adéquatement ces graphiques, d'examiner l'évolution de la performance du CDD dans le temps. L'évolution de la performance du CDD dans le temps est le meilleur moyen pour se faire une idée de l'ensemble de la performance du CDD. Par

exemple, si les intervalles de confiance du CDD touchent ceux de l'ensemble du Québec et que la performance d'un CDD est systématiquement au-dessus de la moyenne provinciale, on peut être raisonnablement confiant que la performance de ce CDD est réellement au-dessus de celle de l'ensemble du PQDCS. Cette façon d'interpréter les résultats devient essentielle principalement pour les petits CDD qui ne détectent que quelques cancers par année et possèdent des intervalles de confiance très larges pour chaque point du graphique. Il faut cependant faire attention à l'interprétation des résultats, car l'ajustement des indicateurs se fait pour une période donnée. L'interprétation de la performance entre chaque période pour un CDD donné pourrait être problématique dans les cas où les caractéristiques des femmes varieraient de façon importante dans le temps.

Figure 1 Évolution de la performance* dans le temps selon le type de mammographie (initiale ou subséquente) pour le CDD₂



*: Données ajustées selon les caractéristiques des femmes

4.2. Performance de l'ensemble des CDD pour une période donnée

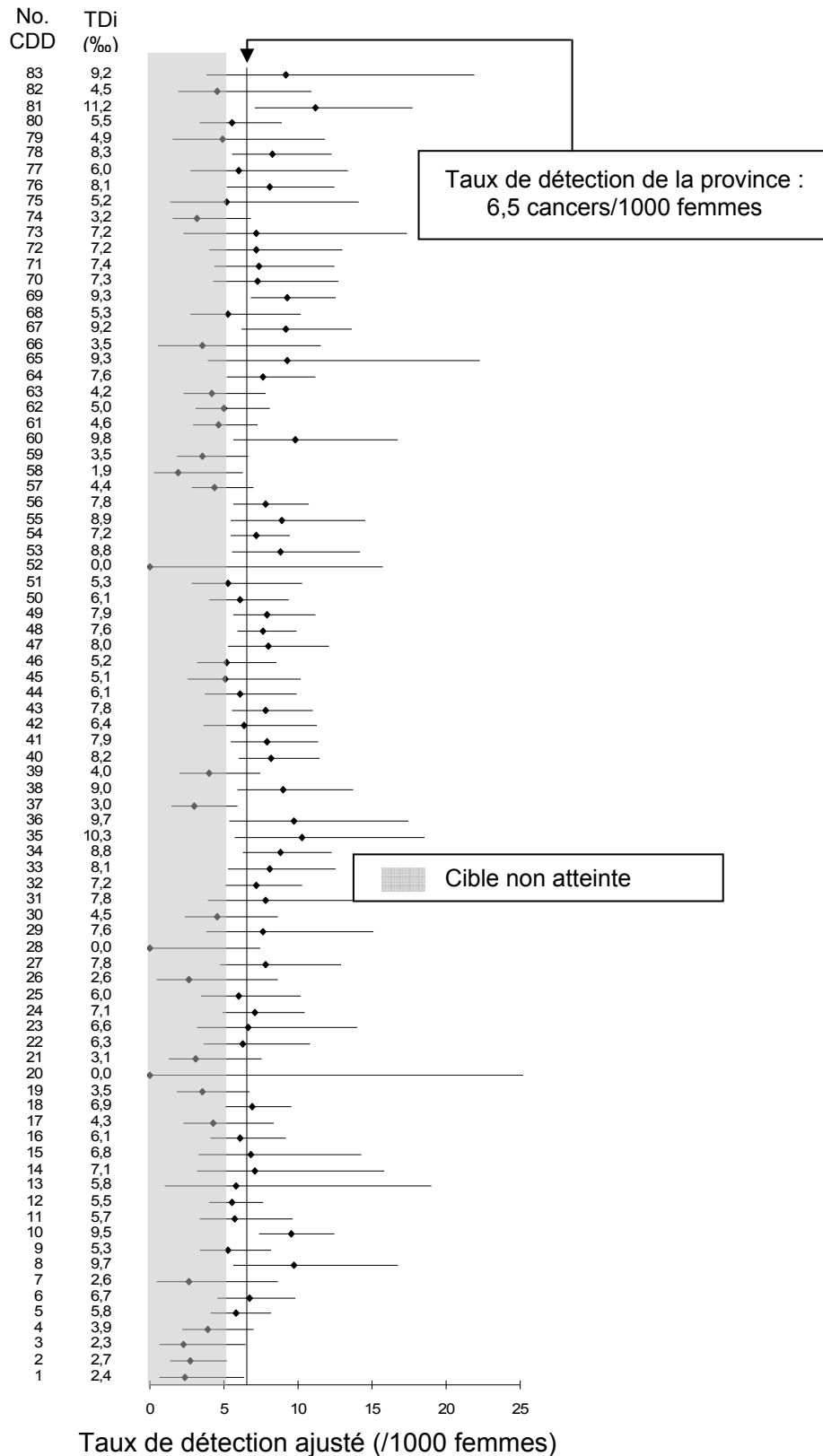
Cette section a pour but de proposer une figure qui permet, pour un indicateur et une période donnée, de présenter simultanément la performance de tous les CDD. Cette figure permettra de comparer, pour une période de trois ans, la performance de chaque CDD à la moyenne du Québec ainsi qu'à la cible du PQDCS. De plus, puisque tous les CDD sont représentés sur la même figure, elle permet d'avoir une idée de la variation de la performance d'un CDD à l'autre dans le programme. Il faut, encore une fois, faire attention à l'analyse du graphique car, comme les résultats ont été calculés à partir de la standardisation indirecte, il faut mettre l'emphase sur la comparaison des résultats de chaque CDD avec la moyenne provinciale et non sur la comparaison des CDD entre eux.

La présentation du taux de détection pour les mammographies initiales est utilisée à la figure 2 pour illustrer l'approche proposée. La première colonne de la figure donne le numéro d'identification correspondant à chaque CDD. Ce numéro d'identification sert à assurer la confidentialité des résultats par CDD. La deuxième colonne donne la valeur de l'indicateur de performance ajusté. Dans la figure 2, l'indicateur présenté est le taux de détection ajusté chez les femmes avec une mammographie de dépistage initiale.

Les losanges du graphique présentent à nouveau, mais de façon visuelle, le résultat de l'indicateur ajusté. Un intervalle de confiance à 95 % (ligne horizontale) a été ajouté.

La ligne verticale traversant toute la longueur du graphique représente la valeur de l'indicateur de performance correspondant pour tout le Québec. La valeur pour le Québec est toujours inscrite dans un rectangle en haut de la figure. Un CDD peut considérer que sa performance est comparable, sur le plan statistique, à celle de l'ensemble du Québec lorsque son intervalle de confiance comprend la valeur pour le Québec. Le rectangle grisé représente la zone où la cible du PQDCS n'a pas été atteinte.

Figure 2 Taux de détection ajustés et intervalles de confiance à 95 % pour les CDD du Québec, mammographie initiale, PQDCS 2002-2004



5. DISCUSSION

Dans notre étude, la standardisation des indicateurs de performance par la méthode indirecte a été utilisée pour estimer les taux ajustés. Un rapport publié par l'INSPQ⁽⁵⁾ sur l'utilisation de la standardisation directe et indirecte conclue que les deux méthodes donnent des résultats très similaires mais que la standardisation directe devrait toujours être privilégiée. Cependant, les auteurs mentionnent que lorsque le nombre de cas est restreint (moins de 10) pour un centre, cette méthode mène à des estimés très instables nécessitant même l'exclusion des données du centre ce qui dans notre situation doit être évité le plus possible.

Ces taux ajustés par la méthode indirecte permettent de comparer la performance d'un CDD par rapport à la performance de l'ensemble des CDD du Québec. Cependant, en théorie, ce type de standardisation n'est pas approprié pour comparer directement la performance d'un CDD avec la performance d'un autre CDD. La comparabilité des indicateurs de performance ajustés par la standardisation indirecte peut être problématique parce que les taux ajustés sont fonction de la distribution des caractéristiques des femmes dans chaque centre^(15, 16). Les taux ajustés ne sont pas standardisés à l'aide d'un même système de poids provenant d'une population de référence (par exemple les données de la province), comme c'est le cas pour la standardisation directe. Il est donc recommandé de mettre l'accent sur la comparaison de l'indicateur de performance ajusté par CDD avec la valeur de l'indicateur de performance de la province (et non sur la comparaison entre CDD).

L'ajustement des indicateurs de performance pour les caractéristiques des femmes dépend de l'information disponible dans le SI-PQDCS ainsi que de l'exhaustivité et de la validité de cette information. La majorité des facteurs de risque du cancer du sein, tels l'âge, l'histoire familiale de cancer du sein et la densité mammaire sont colligés dans le SI-PQDCS. Dans notre cas, plusieurs caractéristiques retenues dans le modèle final n'ont aucune donnée manquante tandis que pour les autres, le pourcentage de données manquantes est très faible (moins de 2 %).

Nous avons considéré ajuster les indicateurs de performance pour le délai entre la mammographie de dépistage et la mammographie de dépistage antérieure. Cette variable ne peut être mesurée que chez les femmes ayant eu une mammographie de dépistage subséquente. La littérature a démontré que plus le délai entre les mammographies était long, plus le taux de détection, le taux de référence et la sensibilité augmentent tandis que la spécificité diminue⁽¹⁷⁾. Cependant, cette variable ne représente pas une caractéristique des femmes, mais du programme. Elle peut être influencée par des décisions externes à la femme. Nous avons tout de même vérifié son impact sur les résultats obtenus. La variable du délai entre les mammographies de dépistage n'avait été conservée que pour un seul des indicateurs de performance à l'étude, soit le taux de référence. De plus, même pour cet indicateur, le retrait de cette variable du modèle de régression logistique ne faisait varier la valeur discriminante c que très légèrement au dessus du seuil fixé de 0,009.

Le pourcentage de cancers infiltrants détectés suite à un dépistage normal aurait également pu faire partie de la liste des indicateurs de performance à analyser. Cet indicateur est complémentaire au taux de détection. Cependant, il y a, en moyenne au Québec, seulement 120 cas de cancers diagnostiqués en moins d'un an suivant une mammographie de dépistage normale. Même sur une période de trois ans, beaucoup de CDD n'auront aucun cancer post-dépistage normal. De plus, cet indicateur n'est même pas encore calculé pour les analyses régionales par manque d'effectifs. Pour cette raison, le pourcentage de cancers infiltrants détectés suite à un dépistage normal n'a pas été retenu dans la liste des indicateurs de performance à analyser par CDD.

BIBLIOGRAPHIE

1. Programme québécois de dépistage du cancer du sein. Cadre de référence. Ministère de la Santé et des Services sociaux. p. 5-15. 1996.
2. Équipe d'évaluation du PQDCS. Tableau de bord de l'Équipe d'évaluation du PQDCS. INSPQ . 2007.
3. Zaslavsky AM. Statistical issues in reporting quality data: small samples and casemix variation. *Int.J Qual.Health Care* 2001;13:481-8.
4. MacLeod M, Yeung S, Sutton M. The stability of emergency admission rates for chronic diseases as a clinical indicator. *Clinial Indicators Support Team*. 1-14. 2004.
5. Muecke C et al. Doit-on utiliser la standardisation directe ou indirecte dans l'analyse de la mortalité à l'échelle des petites unités géographiques? 2005. Institut national de santé publique du Québec, 14 pages.
6. Kendrick S, MacLeod M. Adjusting outcomes for case mix: indirect standardisation and logistic regression. *Clinical Indicators Support Team Working Paper (No 3)*. 1-9. 2001.
7. MacLeod M, Kendrick S. Effect of case-mix on outcome: how are case mix effects at individual level reflected in case mix effects at hospital level. *Clinical Indicators Support Team Working Paper (No 4)*. 1-9. 2001.
8. New York State Department of Health. Coronary artery bypass surgery in New York State 1996-1998. 2001.
9. Gance LG, Osler TM. Comparing outcomes of coronary artery bypass surgery: Is the New York Cardiac Surgery Reporting System model sensitive to changes in case mix? *Critical care medicine* 2001;29:2090-6.
10. Gance LG et al. Impact of changing the statistical methodology on hospital and surgeon ranking: the case of the New York State cardiac surgery report card. *Medical care* 2006;44:311-9.
11. Poses RM, Cebul RD, Centor RM. Evaluating physicians' probabilistic judgments. *Med Decis.Making* 1988;8:233-40.
12. Justice AC, Covinsky KE, Berlin JA. Assessing the generalizability of prognostic information. *Ann Intern Med* 1999;130:515-24.
13. Hosmer DW, Lemeshow S. Confidence interval estimates of an index of quality performance based on logistic regression models. *Stat.Med* 1995;14:2161-72.
14. Bernard PM. Analyse des tableaux de contingence en épidémiologie. Presses de l'Université du Québec, 2004.
15. Breslow NE, Day NE. Statistical methods in cancer research. Volume II--The design and analysis of cohort studies. *IARC Sci.Publ.* 1987;1-406.

16. Bernard PM, Lapointe C. Mesures statistiques en épidémiologie. Presses de l'Université du Québec, 1998.
17. Yankaskas BC et al. Association between mammography timing and measures of screening performance in the United States. *Radiology* 2005;234:363-73.

ANNEXE

Le tableau donne la liste et la définition des indicateurs utilisés pour évaluer la performance des CDD et pour lesquels les calculs sont prévus sur une base régulière. Notez que le taux de référence, le taux de détection et le nombre de faux positifs par cancer détecté sont calculés séparément chez les femmes avec une mammographie de dépistage initiale et chez les femmes avec une mammographie de dépistage subséquente. Les autres indicateurs sont calculés pour l'ensemble des mammographies de dépistages initiales et subséquentes. Le nombre de faux positifs par cancer détecté (FP/C) mesure la même information que la valeur prédictive positive (VPP). Il représente le nombre de faux positifs moyen avant d'obtenir un vrai positif (cancer du sein détecté). La relation exacte entre le FP/C et la VPP correspond à :

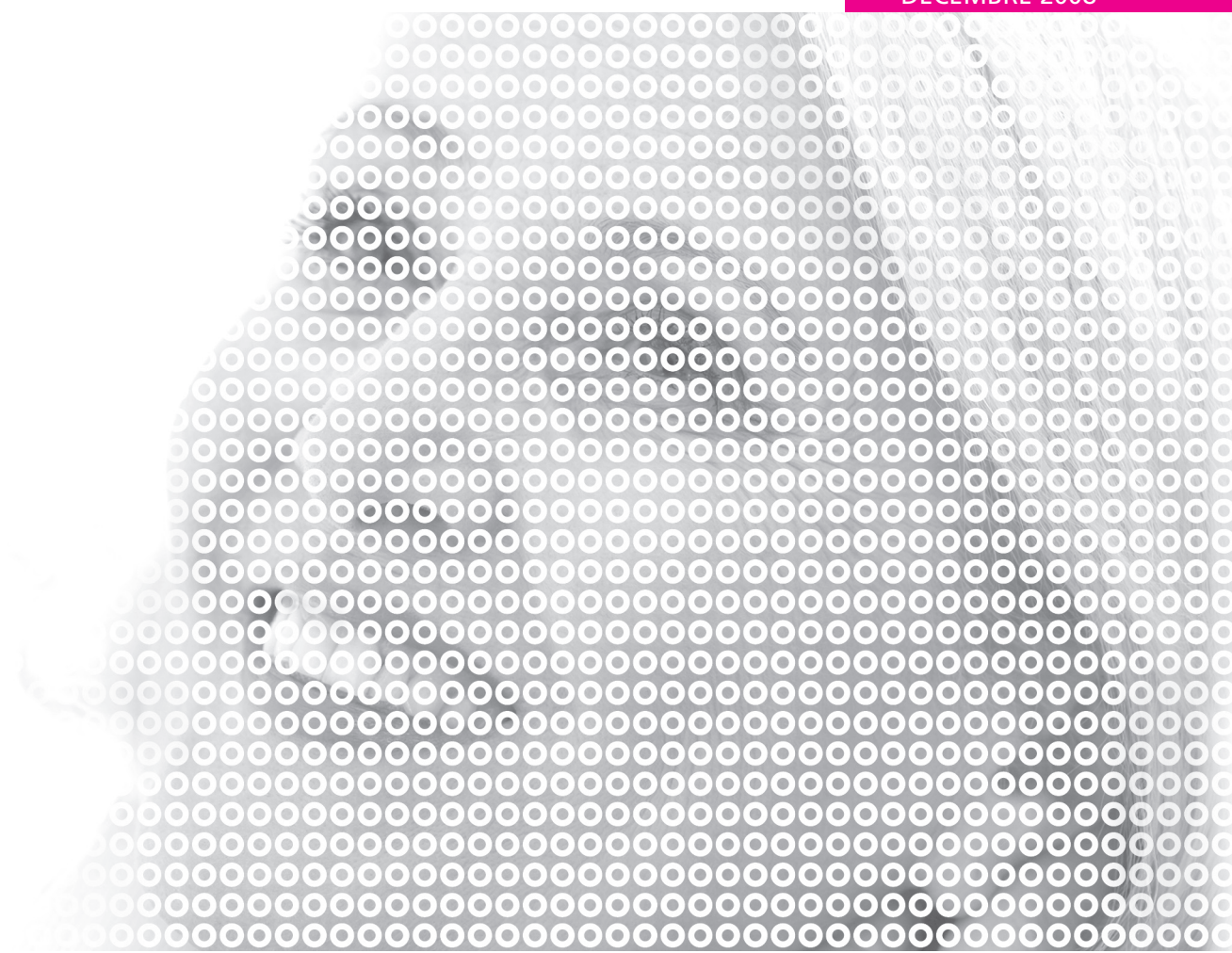
$$FP/C = (1 - VPP)/VPP.$$

Tableau. Liste des indicateurs de performance utilisés pour évaluer la performance des Centres de Dépistage Désignés (CDD) du PQDCS

Indicateurs	Définitions
Taux de référence	$\frac{\text{Nombre de mammographies anormales}}{\text{Nombre totales de mammographies}} \times 100$
Taux de détection	$\frac{\text{Nombre de cancers détectés}}{\text{Nombre totales de mammographies}} \times 1\,000$
Nombre de faux positifs par cancer détecté	$\frac{\text{Nombre de faux positifs}}{\text{Nombre de cancers détectés}}$
Cancers détectés de type <i>in situ</i>	$\frac{\text{Nombre de cancers } in\ situ}{\text{Nombre de cancers détectés}} \times 100$
Cancers infiltrants de petite taille (≤ 1 cm)	$\frac{\text{Nombre de cancers de petite taille } (\leq 1\text{ cm})}{\text{Nombre de cancers infiltrants de taille connue}} \times 100$
Cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire	$\frac{\text{Nombre de cancers sans envahissement ganglionnaire}}{\text{Nombre de cancers infiltrants avec évidence}} \times 100$

ÉVOLUTION DE LA MORTALITÉ PAR CANCER DU SEIN DEPUIS L'IMPLANTATION DU PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN (PQDCS)

DÉCEMBRE 2008



Institut national de santé publique du Québec

ÉVOLUTION DE LA MORTALITÉ PAR CANCER DU SEIN DEPUIS L'IMPLANTATION DU PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN (PQDCS)

DÉCEMBRE 2008

Direction des systèmes de soins et politiques publiques
Programmes de dépistage, génétique et lutte au cancer

*Institut national
de santé publique*

Québec 

AUTEURS

Nathalie Vandal
Unité programmes de dépistage, génétique et lutte au cancer
Direction des systèmes de soins et politiques publiques

Jean-Marc Daigle
Unité programmes de dépistage, génétique et lutte au cancer
Direction des systèmes de soins et politiques publiques

Nicole Hébert-Croteau
Unité programmes de dépistage, génétique et lutte au cancer
Direction des systèmes de soins et politiques publiques

Isabelle Théberge
Unité programmes de dépistage, génétique et lutte au cancer
Direction des systèmes de soins et politiques publiques

Diane Major
Unité programmes de dépistage, génétique et lutte au cancer
Direction des systèmes de soins et politiques publiques

Jacques Brisson
Unité programmes de dépistage, génétique et lutte au cancer
Direction des systèmes de soins et politiques publiques

REMERCIEMENTS

Les auteurs remercient Jean-François Boivin, Anthony Miller, Wilber Deck, Andy Coldman et Thierry Duchesne pour leurs judicieux commentaires concernant une version préliminaire de ce rapport.

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec au : <http://www.inspq.qc.ca>.

Les reproductions à des fins d'étude privée ou de recherche sont autorisées en vertu de l'article 29 de la Loi sur le droit d'auteur. Toute autre utilisation doit faire l'objet d'une autorisation du gouvernement du Québec qui détient les droits exclusifs de propriété intellectuelle sur ce document. Cette autorisation peut être obtenue en formulant une demande au guichet central du Service de la gestion des droits d'auteur des Publications du Québec à l'aide d'un formulaire en ligne accessible à l'adresse suivante : <http://www.droitauteur.gouv.qc.ca/autorisation.php>, ou en écrivant un courriel à : droit.auteur@cspq.gouv.qc.ca.

Les données contenues dans le document peuvent être citées, à condition d'en mentionner la source.

Dépôt légal – 1^{er} trimestre 2009
Bibliothèque et Archives nationales du Québec
Bibliothèque et Archives Canada
ISBN : 978-2-550-54924-6 (version imprimée)
ISBN : 978-2-550-54925-3 (PDF)
©GOUVERNEMENT DU QUÉBEC (2009)

SOMMAIRE

L'Institut national de santé publique du Québec a reçu de la Direction générale de la santé publique du ministère de la Santé et des Services sociaux le mandat d'étudier l'évolution de la mortalité par cancer du sein suite au démarrage, en 1998, du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS).

En raison des forces et des limites spécifiques aux méthodes disponibles pour estimer l'effet d'un programme de dépistage sur la mortalité, une pluralité d'approches a été utilisée. Les tendances à long terme de l'incidence et de la mortalité par cancer du sein ont été étudiées. La mortalité par cancer du sein avant et après le début du programme a été comparée. La mortalité par cancer du sein observée et attendue parmi les participantes au PQDCS a été estimée en utilisant les données des 1 054 620 femmes qui, de 1998 à 2003, sont devenues admissibles au PQDCS. Ces méthodes ont permis d'obtenir deux estimés de réduction de mortalité par cancer du sein possiblement associée à la mise en place du PQDCS pour chacune des trois populations d'intérêt : l'ensemble des femmes du groupe d'âge visé par le programme, les femmes admissibles au PQDCS et les participantes au PQDCS.

Cinq ans après sa mise en place, le PQDCS semble associé à une réduction de la mortalité par cancer du sein. Parmi les participantes au dépistage, cette réduction pourrait atteindre de 35 à 41 %. Parmi les femmes admissibles au dépistage (participantes et non participantes), la réduction se situerait autour de 7 à 11 %. Pour l'ensemble des femmes du groupe d'âge ciblé par le PQDCS, la réduction de mortalité pourrait atteindre environ 3 %.

INTRODUCTION

Le Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) a été initié en 1998. Ce programme invite les femmes de 50 à 69 ans à une mammographie de dépistage à tous les deux ans. À l'aube du 10^e anniversaire du PQDCS, la Direction générale de la santé publique du ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS) a confié à l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) le mandat d'étudier l'évolution de la mortalité par cancer du sein suite au démarrage du PQDCS.

L'évaluation de l'effet du PQDCS sur la mortalité par cancer du sein peut porter sur diverses populations. L'évaluation peut porter sur l'ensemble des femmes du groupe d'âge ciblé par le programme. Cependant, dans cette population, certaines femmes avaient déjà eu un diagnostic de cancer du sein avant le début du programme. Ces femmes n'étaient pas admissibles au PQDCS. L'évaluation peut aussi porter sur les femmes admissibles au PQDCS. Le cadre de référence du programme prévoit en effet une réduction de 25 % de la mortalité par cancer du sein après dix années de fonctionnement du PQDCS dans ce groupe de femmes (1). Cet objectif s'appuie sur les résultats de la recherche expérimentale sur la mammographie de dépistage chez les femmes de 50 à 69 ans (2;3). Cependant, parmi les femmes admissibles, seules les femmes qui ont une mammographie de dépistage dans le cadre du programme pourront en bénéficier. L'évaluation peut donc aussi porter uniquement sur les participantes au PQDCS. Parmi celles qui acceptent de participer au programme, la réduction de mortalité pourrait atteindre 35 % (2).

L'évaluation de l'effet d'un programme de dépistage sur la mortalité requiert le contrôle de certains biais spécifiques, notamment les biais liés au temps de devancement, ceux liés aux cas de longue durée, incluant les cancers qui ne se seraient jamais manifestés cliniquement, et les biais qui résultent des différences dans les caractéristiques des personnes qui acceptent de participer au dépistage comparativement à celles des personnes qui refusent (4). De plus, l'évaluation doit chercher à dissocier l'effet du dépistage de celui des autres déterminants de la mortalité, en particulier le traitement qui évolue et s'améliore aussi dans le temps (4). Enfin, il faut distinguer les cas diagnostiqués avant le début du programme de ceux diagnostiqués après. Seuls les cas diagnostiqués après le début du programme de dépistage sont susceptibles d'en bénéficier.

En raison des forces et des limites spécifiques à chacune des méthodes utilisées dans la littérature pour ce type d'évaluation, nous avons eu recours à une pluralité d'approches pour évaluer l'impact du PQDCS sur la mortalité par cancer du sein. Ces méthodes ont permis d'obtenir deux estimés de l'effet possible du PQDCS pour chacune des trois populations d'intérêt. Ce rapport résume l'ensemble des analyses réalisées dans le cadre du présent mandat.

MÉTHODOLOGIE

ÉVOLUTION DANS LE TEMPS DE L'UTILISATION DE LA MAMMOGRAPHIE

Le PQDCS a été mis en place dans un contexte où l'utilisation de la mammographie changeait déjà. L'utilisation de la mammographie de 1989 à 2005 est donc examinée par groupe d'âge. L'utilisation de la mammographie est mesurée par le taux de couverture. Ce taux représente le pourcentage de femmes ayant passé au moins une mammographie de dépistage ou de diagnostic bilatérale au cours d'une période de 24 mois. Les données utilisées pour le calcul du taux de couverture proviennent du Fichier des services rémunérés à l'acte de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ). Seuls les codes d'actes des mammographies bilatérales sont utilisés. Le dénominateur du taux est tiré des données démographiques du Québec provenant du Service du développement de l'information du MSSS.

TENDANCES DANS L'INCIDENCE ET LA MORTALITÉ PAR CANCER DU SEIN DANS L'ENSEMBLE DE LA POPULATION

L'évolution de l'incidence du cancer du sein infiltrant est évaluée pour la période de 1984 à 2004 et celle de la mortalité par cancer du sein l'est pour 1975 à 2004. La période examinée est plus courte pour l'incidence parce que les données concernant l'incidence ne sont fiables que depuis 1984. Les données servant au calcul de l'incidence et de la mortalité proviennent du Fichier des tumeurs du Québec (FTQ) et du registre des événements démographiques (fichier des décès) du MSSS (CIM9 174, CIM10 C50). Les estimations de population, utilisées comme dénominateurs des taux, proviennent des données démographiques du Québec. Les taux ont été standardisés selon la méthode directe en utilisant comme référence la structure d'âge de la population féminine canadienne de 1991. Afin de mieux décrire les tendances à long terme de l'incidence et de la mortalité pour chaque groupe d'âge, les courbes d'incidence et de mortalité ont été lissées à l'aide de la procédure LOESS de SAS.

MÉTHODE I : COMPARAISON DES TENDANCES OBSERVÉES ET ATTENDUES DANS LA MORTALITÉ POST PQDCS (PROJECTION)

Une première méthode pour examiner l'impact du PQDCS sur la mortalité par cancer du sein dans l'ensemble des femmes du groupe d'âge ciblé par le programme consiste à comparer l'évolution de la mortalité observée dans le groupe d'âge 50-74 ans après l'introduction du PQDCS (1998-2004) avec celle attendue durant cette période si les tendances observées avant l'introduction du programme s'étaient maintenues. Le groupe d'âge 50-74 ans a été choisi parce que le dépistage dans le groupe d'âge 50-69 ans pourrait affecter la mortalité par cancer du sein au moins jusqu'à l'âge de 74 ans. Les tendances observées de 1998 à 2004 ont été estimées par lissage loess pondéré des logarithmes des taux standardisés où les poids sont définis par le carré des taux standardisés divisés par leur variance. Les tendances attendues ont été obtenues par analyse Joinpoint (5) en utilisant la même approche. Ce type d'analyse permet d'estimer les tendances tout en décelant les variations importantes qui sont survenues dans celles-ci (6). La tendance dans la mortalité estimée dans la période précédant immédiatement 1998 a été utilisée pour obtenir les projections de mortalité de 1998 à 2004 (voir l'annexe pour les méthodes de calcul des intervalles de confiance).

MÉTHODE II : COMPARAISON DE LA MORTALITÉ POST PQDCS AVEC LA MORTALITÉ PRÉ PQDCS CHEZ LES FEMMES SANS CANCER DU SEIN AU DÉBUT DE LA PÉRIODE (TABAR)

Une approche utilisée pour examiner l'impact du PQDCS sur la mortalité par cancer du sein est celle proposée par Tabar (7). Dans cette approche, les taux de mortalité par cancer du sein dans une période où le programme de dépistage était en place (1998-2003) sont comparés à ceux observés dans une période de durée équivalente avant l'introduction du programme (1992-1997). Au numérateur du taux, seuls les décès qui surviennent parmi les cas diagnostiqués dans la période d'observation sont inclus (7-9). Cette restriction permet d'éliminer la contribution au taux de mortalité des décès qui surviennent chez les cas diagnostiqués avant le début de la période. Elle se justifie par le fait que les cas diagnostiqués avant l'implantation du PQDCS et décédés au cours de la période 1998-2003 ne sont pas susceptibles d'avoir bénéficié du dépistage.

Cependant, l'analyse doit porter sur le groupe d'âge 50-69 ans, i.e., l'âge au diagnostic des cancers détectés par le PQDCS, plutôt que sur les 50-74 ans. Le numérateur pour le calcul du taux de mortalité parmi les cas incidents consiste donc en l'ensemble des décès survenus parmi les cas de cancer du sein inscrits au FTQ pendant la même période et le même groupe d'âge. Le dénominateur du taux est la population féminine du même âge selon les données démographiques du Québec. Bien que le dénominateur ne soit pas corrigé pour exclure les femmes avec cancer du sein en début de période, ces femmes ne représentent qu'une faible proportion de cette population et cette correction n'aurait donc que peu d'impact sur les taux observés. Les taux de mortalité ainsi calculés peuvent donc être considérés comme une approximation du taux de mortalité parmi les femmes qui n'avaient pas de cancer du sein au début de la période, c'est-à-dire essentiellement parmi les femmes admissibles au dépistage.

Les rapports de taux ainsi que l'erreur qui leur est associée ont été obtenus par une régression de Poisson à l'aide de la procédure GENMOD de SAS (voir l'annexe pour les méthodes de calcul des intervalles de confiance). La moyenne pondérée des réductions de mortalité observées chez les 20-39, les 40-49 et les 70 ans et plus est aussi calculée. La méthode de pondération par l'inverse des variances est utilisée.

MÉTHODE III : COMPARAISON DU NOMBRE DE DÉCÈS PAR CANCER DU SEIN OBSERVÉ AVEC DÉPISTAGE À CELUI ATTENDU SANS DÉPISTAGE (MORRISON-SASIENI)

Une méthode proposée par Morrison, puis formulée mathématiquement par Sasieni, a aussi été utilisée (4;10). Cette méthode permet principalement d'estimer l'impact du programme parmi les participantes au PQDCS. La méthode consiste à comparer la mortalité par cancer du sein observée chez les femmes ayant eu au moins une mammographie de dépistage dans le cadre du PQDCS pendant la période 1998-2003¹ avec celle qui aurait été attendue si ces mêmes femmes n'avaient pas participé au PQDCS.

Cette analyse est basée sur la cohorte des femmes qui étaient admissibles au PQDCS entre le

13 mai 1998, soit la date du démarrage du premier programme régional, et le 31 décembre 2003. Pour être admissible au PQDCS, la femme doit être une résidente de la province de Québec, être âgée entre 50 et 69 ans, et ne pas avoir eu de diagnostic de cancer du sein infiltrant ou *in situ* au préalable.

Chaque femme de la cohorte est considérée non participante au PQDCS du moment où elle devient admissible (à partir du 13 mai 1998 ou la date de ses 50 ans) jusqu'à la date de sa première mammographie de dépistage. À partir de la date de sa première mammographie, une femme devient participante au PQDCS et le reste jusqu'à la fin de son suivi. Par conséquent, les femmes qui n'ont jamais eu de mammographie dans le PQDCS sont considérées uniquement comme non participantes. Celles qui ont eu au moins une mammographie dans le programme sont considérées comme non participantes au début de leur suivi, puis comme participantes à partir du moment où elles ont eu leur première mammographie de dépistage.

Cinq bases de données ont été utilisées pour créer la cohorte. La première est le fichier de la population admissible à la RAMQ qui identifie toutes les résidentes du Québec âgées entre 50 et 69 ans entre 1997 et 2003. Le second fichier provenant du système d'information du PQDCS (SI-PQDCS), correspond à la population de femmes qui ont passé une mammographie de dépistage entre 1998 et 2003. Ce fichier identifie chaque femme qui a eu au moins une mammographie de dépistage, son choix de participer ou non au PQDCS pour chaque mammographie, et si elle accepte, le résultat de cet examen. Le troisième fichier est le Fichier des tumeurs du Québec. Ce fichier identifie les diagnostics de cancer du sein posés dans la période de 1984 à 2003 chez les femmes du Québec. La date de sortie de l'hôpital après un diagnostic de cancer du sein est considérée comme la date du diagnostic. Une évaluation de l'exhaustivité du FTQ a démontré que 98,8 % des nouveaux cas de cancer du sein infiltrants étaient inscrits au FTQ (11). Le Fichier des décès du Québec est également utilisé pour identifier les décès (et leur cause) survenus dans la période à l'étude. Le dernier fichier est celui d'inadmissibilité à la RAMQ. Ce fichier fournit la date de début et la date de fin de l'inadmissibilité à la RAMQ. Une femme peut devenir inadmissible à la RAMQ si elle quitte le Québec pour une période de plus de 6 mois.

¹ Dans cette section, la période 1998-2003 réfère à l'intervalle de temps entre le 13 mai 1998 et le 31 décembre 2003.

TABLEAU I

Description des exclusions de la base de données de la cohorte des femmes admissibles au PQDCS.

Cause de l'exclusion	Nombre de femmes
Date de naissance inconnue	2 545
Âgée de 70 ans ou plus le 13 mai 1998	11 439
Début d'admissibilité au PQDCS le 31 décembre 2003	1
Mammographie de dépistage avant 50 ans	70
Cancer du sein (infiltrant ou <i>in situ</i>) avant l'admissibilité au PQDCS	21 939
Décédée avant l'admissibilité au PQDCS	1 783
Inadmissibilité à la RAMQ avant l'admissibilité au PQDCS ¹	19 811
Total	57 588

¹ Dans le but d'exclure tous les cas de cancer diagnostiqués à l'extérieur du Québec avant le début de l'admissibilité au PQDCS, toute femme avec au moins une période d'inadmissibilité à la RAMQ avant de devenir admissible au PQDCS a été exclue de l'étude.

Le jumelage a tout d'abord été fait entre le fichier de la population admissible à la RAMQ et le fichier de dépistage du SI-PQDCS. Le Fichier des tumeurs du Québec, le Fichier des décès du Québec et le fichier d'inadmissibilité à la RAMQ ont également été jumelés par la suite. Le jumelage des différents fichiers se faisait premièrement à partir du NAM.

Pour celles qui ne jumelaient pas avec le NAM, d'autres jumelages ont été faits à l'aide du nom, du prénom et de la date de naissance.

La cohorte initiale comprenait 1 112 208 femmes. Toutefois, 57 588 femmes ont été exclues pour des raisons reliées à la non admissibilité ou au manque d'information pour vérifier l'admissibilité. Le tableau 1 présente une liste détaillée des causes d'exclusion et pour chaque cause, le nombre de femmes visées. La cohorte finale comprend donc 1 054 620 femmes qui étaient admissibles au PQDCS entre 1998 et 2003. Au cours de cette période, 523 830 de ces femmes ont eu au moins une mammographie de dépistage dans le PQDCS, 14 699 femmes ont eu un diagnostic de cancer du sein infiltrant et 1 142 femmes sont décédées d'un cancer du sein.

La méthode de Morrison-Sasieni consiste à comparer le nombre de décès par cancer du sein, observés parmi les participantes, au nombre de décès attendus chez ces femmes si elles n'avaient pas participé au programme. La comparaison de la mortalité observée et attendue chez les participantes se fait à l'aide du ratio :

$$\text{Ratio} = \frac{n^{bre} \text{ décès observés}}{n^{bre} \text{ décès attendus}} \quad (1)$$

Le nombre de décès par cancer du sein observés chez les participantes pendant la période 1998-2003 est obtenu directement des données sur les participantes. Le nombre de décès attendus pour ce groupe de femmes est estimé à partir des taux d'incidence et des probabilités de survie observés chez les non participantes pendant la même période². Les taux d'incidence du cancer du sein chez les non participantes sont calculés par âge au diagnostic et par année de diagnostic. L'estimation des probabilités de survie utilisées pour générer le nombre de décès attendus chez les participantes a été réalisée à partir d'un modèle de régression semi-paramétrique de Cox. Le modèle retenu comprend comme variables explicatives l'âge au diagnostic selon 5 catégories (50-54, 55-59, 60-64, 65-69 et 70-75 ans) et l'année du diagnostic selon 2 catégories (1998-1999 et 2000-2003).

Le ratio du nombre observé au nombre attendu de décès ainsi obtenu (formule 1 ci-haut) s'interprète de la même façon qu'un SMR (*Standardized Mortality Ratio*) c'est-à-dire comme le ratio du taux de mortalité par cancer du sein observé sur le taux attendu.

² Cette estimation des décès attendus est faite à l'aide d'un programme R (12) que nous ont gracieusement fourni Andy Coldman et Norm Phillips du British Columbia Cancer Agency. Nous l'avons adapté pour les fins de notre analyse.

La méthode Morrison-Sasieni permet également d'estimer le nombre absolu de décès par cancer du sein qui ont possiblement été évités en soustrayant le nombre de décès attendus du nombre de décès observés. Ce nombre de décès possiblement évités peut ensuite être utilisé pour estimer l'effet du dépistage parmi les femmes admissibles au PQDCS et dans l'ensemble des femmes du groupe d'âge ciblé par le programme (voir l'annexe pour les méthodes de calcul des intervalles de confiance).

MÉTHODE IV : COMPARAISON DE LA MORTALITÉ PAR CANCER DU SEIN CHEZ LES PARTICIPANTES À CELLE DES NON-PARTICIPANTES (ÉTUDE CAS-TÉMOINS NICHÉE)

Une dernière méthode utilisée est une analyse cas-témoins nichée dans la cohorte des femmes admissibles au PQDCS. Les décès par cancer du sein de la base de données décrite ci-haut sont tous inclus, sauf ceux dont la date de diagnostic est inconnue ou dont la date de diagnostic est identique à la date de décès dans le fichier des tumeurs. Les cas avec date de diagnostic inconnue doivent être exclus parce que cette date est essentielle pour le choix des témoins. Les cas dont la date de diagnostic est la même que la date de décès sont exclus parce que la date de diagnostic est probablement incorrecte. En effet, il est fort peu probable qu'un premier diagnostic de cancer du sein soit fait uniquement lors du décès d'une femme. Pour chacun des décès par cancer du sein (les cas), un échantillon de 10 témoins a été sélectionné aléatoirement parmi l'ensemble des femmes dont l'admissibilité au programme a débuté au même âge et à la même année, et qui étaient toujours vivantes au moment du décès du cas. Les femmes avec cancer du sein dont la date de diagnostic de cancer était inconnue ou dont le diagnostic de cancer était antérieur à celui du cas ont été exclues de l'ensemble à risque. Pour chaque groupe cas-témoin ainsi formé, l'exposition au dépistage est mesurée entre le début d'admissibilité et la date de diagnostic du cas (ou l'équivalent pour les témoins). La mortalité chez les participantes est comparée à celle des non participantes à l'aide du risque relatif obtenu par un modèle de régression logistique conditionnelle ajusté avec la procédure PHREG de SAS (voir l'annexe pour les méthodes de calcul des intervalles de confiance).

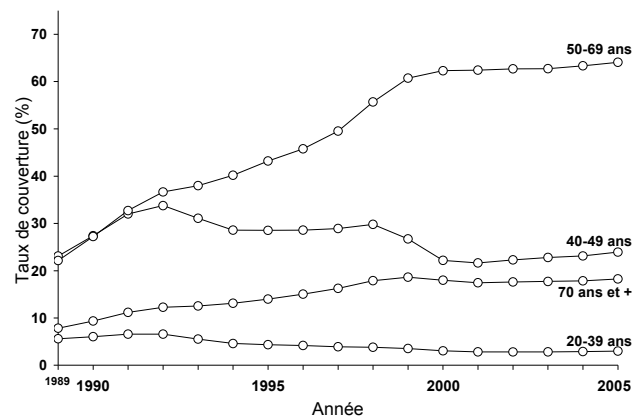
RÉSULTATS

ÉVOLUTION DANS LE TEMPS DE L'UTILISATION DE LA MAMMOGRAPHIE

Dans le groupe d'âge ciblé par le PQDCS (50-69 ans), l'usage de la mammographie a augmenté depuis la fin des années 1980 (figure 1). Le taux de couverture est passé de 27,2 % en 1990 à 55,7 % en 1998. Depuis 2000, l'augmentation du taux de couverture est plus modérée. Chez les femmes de 40-49 ans, la fréquence de la mammographie augmentait rapidement jusqu'en 1992. Par la suite, elle a diminué jusqu'en 2000 pour ensuite augmenter très lentement. Le taux de couverture dans le groupe d'âge 70 ans et plus, a augmenté de 1989 à 1999 mais est resté relativement stable depuis.

FIGURE 1

Taux de couverture de la mammographie, par groupe d'âge, Québec, 1989-2005



Source : Fichier des services rémunérés à l'acte, Régie de l'assurance maladie du Québec.

TENDANCES DANS LE TEMPS DE L'INCIDENCE ET DE LA MORTALITÉ PAR CANCER DU SEIN

L'introduction du dépistage tend à faire augmenter l'incidence dans les groupes d'âge visés. Chez les femmes de 50 à 69 ans, le taux d'incidence du cancer du sein infiltrant, standardisé pour l'âge, s'est accru de façon soutenue et particulièrement marquée au cours de la période 1990-2000 (244,3 à 340,1 par 100 000 personnes-années (p-a)) (figure 2). Cette augmentation concorde avec l'augmentation du taux de couverture observé dans ce groupe d'âge au cours de cette période. L'incidence a par la suite diminué de façon importante pour atteindre 294,1 par 100 000 p-a en 2004. Cette période (2000-2004) correspond aux années pendant lesquelles le taux de couverture est resté relativement stable. Chez les femmes de 40 à 49 ans, la fréquence de cancer du sein n'a connu qu'une modeste augmentation (126,0 en 1984 et 132,2 par 100 000 en 2004, maximum 140,8 en 1999) alors que chez les femmes âgées de 70 ans ou plus, une légère diminution a été observée.

La mortalité par cancer du sein diminue au Québec depuis environ 1990 (figure 3). Cette diminution s'observe dans tous les groupes d'âge sauf chez les moins de 40 ans. Le taux standardisé de mortalité chez les femmes de 50 à 74 ans a connu une forte diminution dans cette période passant de 90,2 en 1990 à 65,6 par 100 000 p-a en 2004 (figures 3 et 4). Le déclin observé depuis le démarrage du PQDCS (15,4 % d'écart entre les estimés ponctuels de 1997 et de 2004) s'inscrit donc dans une tendance amorcée bien avant le début du programme.

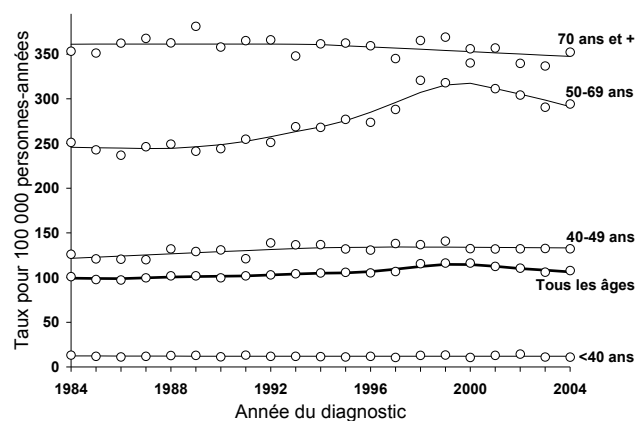
MÉTHODE I : COMPARAISON DES TENDANCES OBSERVÉES ET ATTENDUES DANS LA MORTALITÉ POST PQDCS (PROJECTION)

L'analyse Joinpoint montre que la diminution annuelle moyenne de la mortalité par cancer du sein n'a été que de 0,4 % de 1975 à 1990 (figure 4). Elle démontre également qu'à partir de 1990 cette diminution a été plus prononcée, atteignant environ 2 % en moyenne par année.

À cause de cet important changement dans les tendances à partir de 1990, la projection de la tendance du modèle Joinpoint, observée entre 1990 et le début du PQDCS, a été utilisée pour estimer ce qu'aurait été l'évolution de la mortalité après l'introduction du PQDCS si la tendance avant l'introduction du programme s'était maintenue. La figure 4 illustre la comparaison de l'évolution de la mortalité observée (ligne lissage) pour l'ensemble des femmes du groupe d'âge 50-74 ans après l'introduction du PQDCS (1998-2004) avec l'évolution attendue par projection (ligne projection). On remarque que la mortalité par cancer du sein projetée de 1998 à 2004 est légèrement supérieure à la tendance observée. Le ratio du taux de mortalité obtenu par lissage sur le taux projeté pour l'année 2004 égale 0,97 (IC 95 % : 0,85;1,11) ce qui suggère une diminution de mortalité possiblement attribuable au PQDCS de 3 % dans l'ensemble des femmes âgées de 50-74 ans.

FIGURE 2

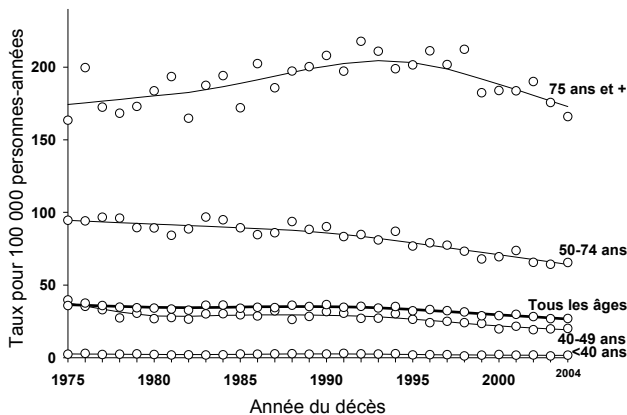
Évolution de l'incidence du cancer du sein infiltrant selon l'année de diagnostic, par groupe d'âge, Québec, 1984-2004



Source : Fichier des tumeurs du Québec, ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

FIGURE 3

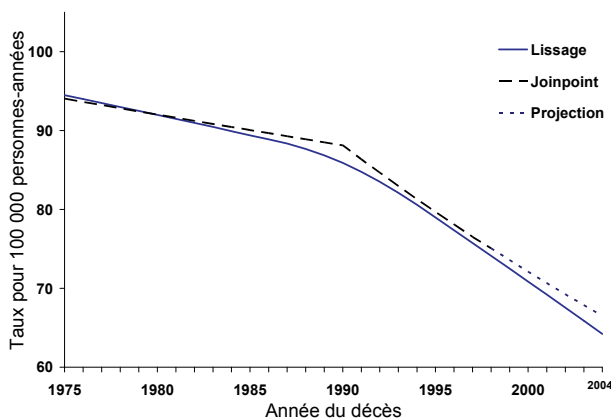
Évolution de la mortalité par cancer du sein, par groupe d'âge, Québec, 1975-2004



Source : Registre des événements démographiques, ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

FIGURE 4

Taux de mortalité par cancer du sein observés et projetés chez les femmes de 50-74 ans, selon l'année du décès, Québec



Source : Registre des événements démographiques, ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

MÉTHODE II : COMPARAISON DE LA MORTALITÉ POST PQDCS AVEC LA MORTALITÉ PRÉ PQDCS CHEZ LES FEMMES SANS CANCER DU SEIN AU DÉBUT DE LA PÉRIODE (TABAR)

L'analyse basée sur la méthode proposée par Tabar est présentée au tableau 2. Dans le groupe d'âge 50-69 ans, 14 645 nouveaux cas de cancer ont été diagnostiqués entre 1998 et 2003 ce qui correspond à un taux d'incidence de 302 par 100 000 personnes-années (p-a). Ce taux est plus élevé que le taux d'incidence observé dans ce groupe d'âge en 1992-1997 (rapport de taux (RT) = 1,14). Parmi ces 14 645 nouveaux cas de cancer du sein, 879 sont aussi décédés de cancer du sein en 1998-2003, ce qui correspond à un taux de mortalité de 18,1 par 100 000 p-a. Ce taux est substantiellement inférieur à celui estimé pour 1992-1997. La diminution de mortalité atteint 27 % (RT : 0,73 (0,67;0,80), $P < 0,0001$). Dans les autres groupes d'âge, la mortalité en 1998-2003 est aussi inférieure à celle observée en 1992-1997 bien que dans ces groupes d'âge, il y ait eu peu ou pas de différence dans l'utilisation de la mammographie (figure 1). La moyenne pondérée des réductions de mortalité observées chez les 20-39, 40-49 et 70 ans ou plus atteint 18 % (RT moyen = 0,82). La diminution de mortalité observée dans le groupe d'âge 50-69 ans (RT = 0,73) reflète probablement en grande partie l'effet combiné de l'amélioration des traitements et de l'introduction du programme de dépistage. Si on accepte l'hypothèse que la diminution de mortalité observée dans les groupes d'âges autres que 50-69 ans (RT = 0,82) reflète principalement l'amélioration des traitements et que cet estimé de l'effet de l'amélioration des traitements s'applique aussi au groupe d'âge 50-69 ans, il est alors possible de corriger l'estimé observé dans le groupe d'âge 50-69 ans pour tenir compte de l'amélioration des traitements en faisant le rapport des deux ratios ($0,73/0,82 = 0,89$; IC 95 % : 79;99). La réduction de mortalité par cancer du sein associée à l'introduction du programme de dépistage parmi les femmes admissibles au PQDCS est ainsi estimée à environ 11 % (IC 95 % : 1;21 %).

TABLEAU 2

Mortalité par cancer du sein parmi les cas incidents de cancer du sein infiltrant, pour les périodes 1992-1997 et 1998-2003, par groupe d'âge au diagnostic, Québec

Année et âge ¹	Incidence du cancer du sein		Mortalité par cancer du sein		
	Personnes-année	Nombre (taux/10 ⁵)	Nombre (taux/10 ⁵)		Rapport de taux (IC à 95 %)
20-39 ans					
1992-1997	6 802 772	1 507 (22,2)	149 (2,2)		1
1998-2003	6 245 324	1 509 (24,2)	100 (1,6)		0,73 (0,57;0,94)
40-49 ans					
1992-1997	3 319 965	4 518 (136,1)	295 (8,9)		1
1998-2003	3 701 386	5 024 (135,7)	267 (7,2)		0,81 (0,69;0,96)
50-69 ans					
1992-1997	4 213 144	11 212 (266,1)	1 050 (24,9)		1
1998-2003	4 845 844	14 645 (302,2)	879 (18,1)		0,73 (0,67;0,80)
≥ 70 ans					
1992-1997	2 083 682	7 403 (355,3)	1 276 (61,2)		1
1998-2003	2 432 868	8 439 (346,9)	1 243 (51,1)		0,83 (0,77;0,90)

¹ Année et âge au diagnostic de cancer du sein.

Sources : Fichier des tumeurs du Québec, ministère de la Santé et des Services sociaux.

Registre des événements démographiques, ministère de la Santé et des Services sociaux.

MÉTHODE III : COMPARAISON DU NOMBRE DE DÉCÈS PAR CANCER DU SEIN OBSERVÉ AVEC DÉPISTAGE À CELUI ATTENDU SANS DÉPISTAGE (MORRISON-SASIENI)

La cohorte de 1 054 620 femmes qui, de 1998 à 2003, sont devenues admissibles au PQDCS a accumulé 5 003 225 personnes-années d'observation (tableau 3). Les 530 790 femmes qui pendant l'ensemble de la période n'ont pas eu de dépistage ont accumulé 2 384 625 personnes-années comme non participantes. Les 523 830 femmes qui ont eu au moins une mammographie de dépistage ont contribué 969 574 personnes-années d'observation comme non participantes entre le moment où elles sont devenues admissibles et le moment où elles ont eu leur examen de dépistage (données non disponibles dans les tableaux). Au total, nous avons donc 3 354 199 personnes-années de non participation accumulées. Les 523 830 femmes qui ont eu au moins une mammographie de dépistage ont aussi contribué 1 649 026 personnes-années comme participantes après avoir eu une première mammographie de dépistage.

Parmi les 5 003 225 personnes-années d'observation, 14 699 nouveaux cas de cancer du sein ont été diagnostiqués selon le fichier des tumeurs et 1 142 décès par cancer du sein sont survenus selon le fichier des décès. Parmi les 14 699 femmes qui ont développé un cancer de sein, 123 n'ont pas de suivi, soit parce que leur diagnostic a été fait le 31 décembre 2003 ou parce qu'elles sont décédées le même jour que la date de diagnostic du cancer au fichier des tumeurs³. Parmi les 14 576 cas de cancer du sein avec suivi, 873 décès par cancer du sein ont été identifiés par jumelage avec le fichier des décès.

Le taux d'incidence du cancer du sein et la survie au cancer du sein chez les non participantes sont utilisés pour estimer le nombre de décès par cancer du sein attendus parmi les participantes. Le taux d'incidence du cancer du sein infiltrant chez les non participantes pour la période de 1998-2003 est de 258,7 par 100 000 p-a. La survie à 5 ans pour les cancers du sein diagnostiqués chez les non participantes est estimée à 86,8 %. Cet estimé est obtenu à partir des 8 569 nouveaux cas de cancer du sein avec suivi diagnostiqués parmi les non participantes et les 730 décès par cancers du sein identifiés parmi ces cas.

³ Nous avons considéré que la date de diagnostic de ces cas était peu plausible et ils ont été exclus du calcul de la survie.

TABLEAU 3

Expérience de la cohorte des femmes admissibles au PQDCS, 1998-2003

Groupe	Personnes-années	Nombre de nouveaux cas		Nombre de décès par cancer du sein	
		total	avec suivi	total	parmi les nouveaux cas avec suivi
Participant	1 649 026	6 023	6 007	160	143
Non participant	3 354 199	8 676	8 569	982	730
Total	5 003 225	14 699	14 576	1 142	873

Source : Base de données de la cohorte des femmes admissibles au PQDCS.

Les nombres de décès par cancer du sein observés et attendus chez les participantes au PQDCS sont présentés dans le tableau 4. Le ratio de mortalité pour la cohorte participante est de 0,65, ce qui correspond à une diminution de la mortalité par cancer du sein de 35 %. Cette réduction de mortalité semble plus importante pour la tranche d'âge des 50-59 ans (44 % de réduction de mortalité) que pour les femmes âgées entre 60 et 69 à leur première mammographie (25 % de réduction de mortalité).

Le risque cumulé de décès par cancer du sein observé et attendu suite à la première mammographie de dépistage est illustré à la figure 5. Cinq ans après la première mammographie de dépistage, la probabilité de décéder d'un cancer du sein atteint 6,4/10 000. En l'absence de mammographie de dépistage, la probabilité attendue de décéder d'un cancer du sein est estimée à 9,8/10 000.

Selon cette analyse, les participantes auraient eu 87 décès par cancer du sein de moins qu'attendu (tableau 4). Par conséquent, la participation au PQDCS est associée chez ces femmes à une réduction de mortalité de 35 % (87/247) (tableau 5). Parmi l'ensemble des femmes admissibles, le nombre de décès attendus par cancer du sein serait de 1 229 (1 142+87) et la réduction de mortalité est estimée à 7 % (87/1 229) (IC 95 % : 1;13 %). Finalement, pour l'ensemble des femmes (admissibles et non admissibles au PQDCS), 3 137 décès auraient dû survenir (87+3 050) et la réduction serait de 3 % (87/3 137) (IC 95 % : -1;6 %).

TABLEAU 4

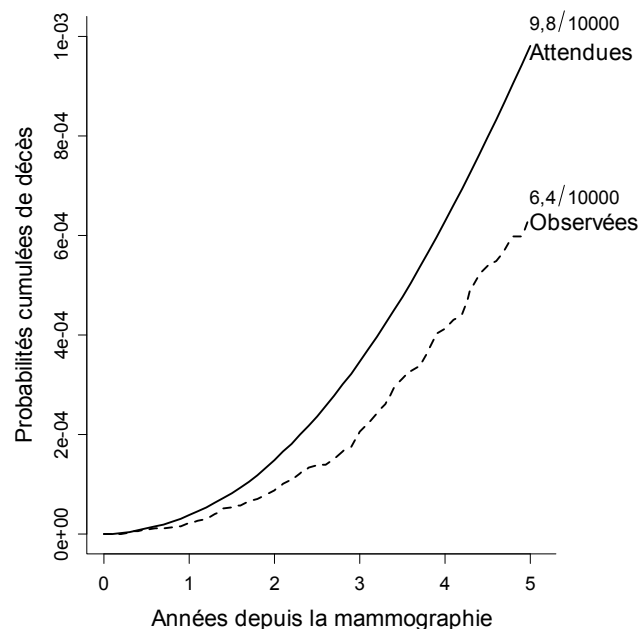
Nombre de décès par cancer du sein observés et attendus chez les participantes, personnes-années à risque de décès par cancer du sein ainsi que ratios de mortalité et intervalles de confiance à 95 %

Âge à la première mammographie	Personnes-années à risque	Nombre de décès		Mortalité
		Observés	Attendus	Ratio (eq. 1) (IC à 95 %)
50-59 ans	1 075 509	75	134	0,56 (0,39;0,73)
60-69 ans	573 516	85	113	0,75 (0,57;0,93)
Total	1 649 026	160	247	0,65 (0,52;0,77)

Source : Base de données de la cohorte des femmes admissibles au PQDCS.

FIGURE 5

Probabilités cumulées de décès par cancer du sein observées et attendues chez les participantes



Source : Base de données de la cohorte des femmes admissibles au PQDCS.

MÉTHODE IV : COMPARAISON DE LA MORTALITÉ PAR CANCER DU SEIN CHEZ LES PARTICIPANTES À CELLE DES NON-PARTICIPANTES (ÉTUDE CAS-TÉMOINS NICHÉE)

L'analyse cas-témoins est résumée dans le tableau 6. Parmi les 873 décès par cancer du sein avec date de diagnostic connue (cas), 16,4 % ont eu au moins une mammographie de dépistage dans le cadre du PQDCS, alors que cette proportion est de 23,5 % chez les 8 730 témoins. Cette distribution se traduit par un risque relatif de 0,59 (IC 95 % : 0,48;0,72). L'étude cas-témoins nichée permet donc d'estimer à 41 % (IC 95 % : 28;52) la réduction de mortalité par cancer du sein chez les participantes au dépistage comparativement à celles qui n'y participent pas.

TABLEAU 5

Nombre de décès par cancer du sein observés et possiblement évités depuis l'entrée en vigueur du PQDCS

Groupe étudié	Personnes-années	Nombre de décès		
		Observés	Possiblement évités	Total
Admissibles				
Participant	1 649 026	160	87	247
Non participant	3 354 198	982	0	982
Total	5 003 224	1142	87	1229
Non admissibles				
	45 783	1908	0	1908
Total	5 049 007	3050	87	3137

Sources : Base de données de la cohorte des femmes admissibles au PQDCS
Registre des événements démographiques, ministère de la Santé et des Services sociaux.

TABLEAU 6

Exposition au dépistage dans l'analyse cas-témoins nichée

Participation PQDCS	Cas		Témoins		RR	(IC à 95 %)
	Nombre	(%)	Nombre	(%)		
Non	730	(83,6 %)	6 677	(76,5 %)	1	
Oui	143	(16,4 %)	2 053	(23,5 %)	0,59	(0,48;0,72)

Source : Base de données de la cohorte des femmes admissibles au PQDCS.

TABLEAU 7

Estimation de la réduction de mortalité par cancer du sein (et intervalle de confiance à 95 %) par groupe étudié et méthode utilisée

Groupe étudié	Méthode			
	I Projection	II Tabar	III Morrison-Sasieni	IV Étude cas-témoins nichée
Ensemble des femmes	3 % (-11;15) ¹	-	3 % (-1;6)	-
Femmes admissibles	-	11 % (1;21)	7 % (1;13)	-
Participant	-	-	35 % (23;48)	41 % (28;52)

¹ Intervalle de confiance conservateur. L'intervalle de confiance calculé avec la plus petite variance possible contient aussi la valeur 0.

DISCUSSION

Selon cette analyse, la mise en place du PQDCS semble associée à une réduction de la mortalité par cancer du sein (tableau 7). Parmi les participantes au dépistage, cette réduction pourrait atteindre 35 à 41 %. Parmi les femmes admissibles au dépistage, incluant les participantes et les non participantes, la réduction pourrait être de 7 à 11 %. Finalement, dans l'ensemble des femmes du groupe d'âge ciblé par le programme, un groupe qui inclut les femmes admissibles mais aussi celles qui ont eu un cancer du sein diagnostiqué avant le programme, la réduction de mortalité par cancer du sein associée au PQDCS serait d'environ 3 %.

Parmi les participantes au PQDCS, la mortalité par cancer du sein était de 35 à 41 % inférieure à celle qu'on aurait attendue si ces femmes n'avaient pas participé au dépistage. Ces deux estimés sont statistiquement significatifs. La méthode de Morrison-Sasieni, utilisée pour estimer cet effet, suppose que l'incidence et la survie des non participantes reflètent l'expérience qu'auraient eue les participantes si elles n'avaient pas eu de dépistage. Cette hypothèse est difficilement vérifiable. D'un côté, les caractéristiques personnelles des femmes qui acceptent de participer au dépistage semblent différentes de celles des non participantes. En effet, les femmes à plus haut risque de cancer du sein (par exemple les femmes qui utilisent des hormones de remplacement, celles avec histoire familiale de cancer du sein ou avec maladies bénignes du sein) tendent généralement à participer davantage au dépistage (13-16). Par contre, certains suggèrent que les participantes ont naturellement

une mortalité par cancer du sein plus faible que les non participantes et proposent de corriger l'estimé de la réduction de mortalité associé au dépistage pour ce type d'auto-sélection (17). Cette correction est basée sur des études expérimentales qui ont été menées il y a maintenant de nombreuses années et dont les résultats varient considérablement d'une étude à l'autre. Ceci rend ce type de correction difficile à appliquer. Toutefois, si cette correction était faite, la réduction de mortalité associée au PQDCS serait atténuée et ce de façon possiblement substantielle. Cependant, dans l'analyse de Morrison-Sasieni, les participantes ont été définies comme les femmes ayant eu au moins une mammographie de dépistage et ayant consenti à participer au programme. De ce fait, environ 8 % des femmes ayant eu une mammographie de dépistage sont considérées comme des non participantes dans cette étude. Puisque ces femmes ont pu bénéficier de l'effet du dépistage, cela pourrait sous-estimer légèrement la réduction de mortalité chez les participantes.

L'analyse cas-témoins tout comme la méthode de Morrison-Sasieni suppose que les participantes et les non participantes sont comparables. Les deux méthodes possèdent donc les mêmes limites, en particulier celle de ne pas tenir compte du fait que les participantes et les non-participantes pourraient ne pas être comparables au point de vue des facteurs de risque de décès par cancer du sein.

Parmi les femmes admissibles au PQDCS, la réduction de mortalité associée au programme est plus faible que chez les participantes, puisque seule

une partie des femmes admissibles ont pu bénéficier du dépistage. Nous avons deux estimés de la réduction de mortalité par cancer du sein liée au PQDCS parmi les femmes admissibles (7 % et 11 %) qui sont statistiquement significatifs. Ces résultats ont été obtenus par des méthodes différentes qui ont aussi des limites différentes. Grâce à la méthode de Morrison-Sasieni, on estime la réduction de mortalité par cancer du sein chez les femmes admissibles de 50-75 ans à 7 % pour la période 1998-2003. Cet estimé souffre des limites mentionnées ci-haut notamment de la possibilité d'un biais de sélection. Cependant, cette méthode n'est pas influencée par l'évolution de l'efficacité des traitements. La comparaison de la mortalité pré et post PQDCS chez les femmes sans cancer du sein au début de chaque période démontre quand à elle une diminution de la mortalité par cancer du sein chez les femmes de 50-69 ans de 11 % pour les années 1998-2003 après avoir pris en compte l'amélioration des traitements. Cette méthode est basée sur l'hypothèse que la réduction de mortalité par cancer du sein observée chez les femmes plus jeunes et plus vieilles estime la réduction attribuable à l'évolution des traitements chez les 50-69 ans. Cependant, cette méthode ne souffre pas du problème de biais de sélection. Malgré des limites différentes, ces méthodes donnent des estimés relativement comparables.

Finalement, la réduction de mortalité par cancer du sein associée au PQDCS parmi l'ensemble des femmes âgées entre 50 et 75 ans dans la période 1998-2003 est de 3 % selon la méthode de Morrison-Sasieni, et est aussi de 3 % en 2004 pour les 50-74 ans lorsqu'on utilise les projections des taux de mortalité. Ni l'un, ni l'autre de ces résultats n'est statistiquement significatif. Il est à noter que l'étude de la mortalité par cancer du sein dans la population totale comprend un grand nombre de décès survenus chez des femmes qui ont été diagnostiquées avant 1998 et qui n'ont pas pu bénéficier du PQDCS. Ici encore, les résultats sont cohérents malgré les différences dans la méthode utilisée.

La cible de réduction de mortalité par cancer du sein établie pour le PQDCS était de 25 % parmi les femmes admissibles au programme après 10 ans de fonctionnement, soit en 2008. Les estimés fournis ici (7 et 11 %) portent sur la période se terminant en 2003 soit les 5 premières années du programme.

L'augmentation progressive du taux de participation et la réduction de mortalité par cancer du sein plus importante observée chez les femmes plus jeunes qui ont eu une exposition plus longue au programme permet d'espérer que la cible puisse être atteinte.

Le PQDCS a été mis en place à une époque où la fréquence de la mammographie et de la mortalité changeait déjà. Néanmoins, nos résultats suggèrent que la mise en place du PQDCS a accéléré la réduction de mortalité par cancer du sein au Québec. Cependant, chacune des méthodes utilisées a des limites qui, en général, ont tendance à surestimer la contribution du dépistage. Il serait donc prudent de considérer les estimés obtenus comme un maximum de l'effet que pourrait avoir eu le PQDCS.

RÉFÉRENCE BIBLIOGRAPHIQUE

1. *Programme québécois de dépistage du cancer du sein: Cadre de référence*. Gouvernement du Québec, Direction générale de la santé publique, Québec, 1996.
2. International Agency for Research on Cancer. *Breast cancer screening*. IARC Press Lyon, 229p. 2002.
3. Deck, W. *Mammographie de dépistage: une réévaluation*. Agence d'évaluation des technologies et des modes d'intervention en santé Gouvernement du Québec, Montréal, 80 p. 2005.
4. Morrison AS. *Screening in chronic disease*. Oxford University Press, New York, 1992.
5. Statistical Research and Applications Branch, National Cancer Institute. *Joinpoint Regression Program*. (3.2). 2008.
6. Kim HJ, Fay MP, Feuer EJ, Midthune DN. Permutation tests for joinpoint regression with applications to cancer rates. *Stat. Med* 2000; 19: 335-51.
7. Tabar L, Yen MF, Vitak B, Chen HH, Smith RA, Duffy SW. Mammography service screening and mortality in breast cancer patients: 20-year follow-up before and after introduction of screening. *Lancet* 2003; 361: 1405-10.
8. Paci E, Duffy SW, Giorgi D *et al*. Quantification of the effect of mammographic screening on fatal breast cancers: The Florence Programme 1990-96. *Br J Cancer* 2002; 87: 65-9.

9. Chu KC, Miller BA, Feuer EJ, Hankey BF. A method for partitioning cancer mortality trends by factors associated with diagnosis: an application to female breast cancer. *J Clin Epidemiol* 1994; 47: 1451-61.
10. Sasieni P. On the expected number of cancer deaths during follow-up of an initially cancer-free cohort. *Epidemiology* 2003; 14: 108-10.
11. Brisson J., Major D., Pelletier É. Évaluation de l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec. Institut national de santé publique du Québec. 2003.
12. R Development Core Team. R: A language and Environment for Statistical Computing. (6.1). 2008. R Foundation for Statistical Computing.
13. Lagerlund, M., Sparen, P., Thurfjell, E., Ekblom, A., and Lambe, M. Predictors of non-attendance in a population-based mammography screening program: socio-demographic factors and aspects of health behaviour. *Eur J Cancer Prev* 9, 25-33. 2000.
14. Meissner, H. I., Breen, N., Taubman, M. L., Vernon, S. W., and Graubard, B. I. Which women aren't getting mammograms and why? (United States). *Cancer Causes Control* 18, 61-70. 2007.
15. Sabatino, S. A., Burns, R. B., Davis, R. B., Phillips, R. S., Chen, Y.-H., and McCarthy, E. P. Breast carcinoma screening and risk perception among women at increased risk for breast carcinoma. *Cancer* 100, 2338-2346. 2004.
16. Threlfall, A. G. and Woodman, C. B. J. Risk of breast cancer in women who attend the NHS breast screening programme: cohort study. *BMJ* 323, 140. 2001.
17. Duffy, S. W., Cuzick, J., Tabar, L., Vitak, B., Chen, T. H. H., Yen, M.-F., and Smith, R. A. Correcting for non-compliance bias in case-control studies to evaluate cancer screening programmes. *App Stats* 51, 235-243. 2002.

ANNEXE : CALCUL DES INTERVALLES DE CONFIANCE

Tous les intervalles de confiance présentés ci-dessous sont calculés sur des rapports ou des ratios. Par contre, les intervalles de confiance présentés dans le tableau 7 du rapport se rapportent plutôt à la réduction de mortalité. Ils ont donc été obtenus de la façon suivante

$$\text{borne}_{\text{sup}}(\text{réduction}) = 1 - \text{borne}_{\text{inf}}(\text{ratio}),$$

$$\text{borne}_{\text{inf}}(\text{réduction}) = 1 - \text{borne}_{\text{sup}}(\text{ratio}).$$

MÉTHODE 1 (PROJECTION)

De façon à pouvoir utiliser l'approximation normale, l'estimateur de la réduction de mortalité dans la population est dérivé du rapport du logarithme du taux projeté par la régression Joinpoint (T_{jp}) sur le logarithme du taux lissé par la méthode loess pour l'année 2004 (T_l) et est noté

$$RT_{proj} = \exp \left\{ \frac{\log T_{jp}}{\log T_l} \right\}.$$

Si on s'intéresse au logarithme de RT_{proj} , on trouve que

$$\log RT_{proj} = \log T_{jp} - \log T_l.$$

Avec

$$\begin{aligned} \text{Var}(\log RT_{proj}) &= \text{Var}(\log T_{jp}) + \text{Var}(\log T_l) \\ &\quad - 2\text{Cov}(\log T_{jp}, \log T_l). \end{aligned}$$

Si on suppose que les estimateurs $\log T_{jp}$ et $\log T_l$ suivent une loi normale, alors il est possible de calculer un intervalle de confiance à 95 % pour RT_{proj} de la façon suivante

$$\widehat{RT}_{proj} \exp \left\{ \pm 1,96 \sqrt{\widehat{\text{Var}}(\log RT_{proj})} \right\}.$$

$\text{Var}(\log T_{jp})$ correspond à l'erreur d'une valeur prédite de la moyenne, conditionnellement au modèle sélectionné par la méthode Joinpoint, alors que $\text{Var}(\log T_l)$ correspond à la variance d'une valeur prédite de la moyenne, conditionnement au modèle de lissage loess sélectionné. La covariance entre $\log T_{jp}$ et $\log T_l$ est plus difficile à évaluer. Par contre, il est possible d'utiliser le fait que

$$\left| \text{Cov}(\log T_{jp}, \log T_l) \right| \leq \sqrt{\text{Var}(\log T_{jp}) \text{Var}(\log T_l)}$$

pour avoir une idée de l'étendue possible de l'intervalle de confiance. L'intervalle de confiance aura la plus petite étendue possible si on fixe la covariance à $\sqrt{Var(\log T_{jp})Var(\log T_i)}$, alors qu'il aura la plus grande étendue possible si on utilise plutôt $-\sqrt{Var(\log T_{jp})Var(\log T_i)}$. L'approche conservatrice nous suggère de considérer l'intervalle de confiance avec l'étendue la plus grande, même si la marge d'erreur de ce dernier est probablement considérablement plus importante que celle correspondant à l'intervalle utilisant la bonne variance.

MÉTHODE 2 (TABAR)

L'estimateur de la réduction de mortalité dans la population est calculé à partir des estimations d'un modèle de régression de Poisson et correspond au rapport du logarithme du ratio chez les 50-69 ans (RT_{50-69}) sur la moyenne pondérée des logarithmes des ratios des autres classes d'âge (Moy_p). Il peut être noté

$$RR_{Tabar} = \exp \left\{ \frac{\log RT_{50-69}}{Moy_p} \right\}$$

où

$$Moy_p = \frac{\sum_j \frac{1}{Var(\log RT_j)} \log RT_j}{\sum_j \frac{1}{Var(\log RT_j)}}$$

avec $j = 20-39$ ans, $40-49$ ans et 70 ans et plus. Si on suppose que les $\log RT_j$ suivent une loi normale, puisqu'ils correspondent à la différence entre deux estimateurs dans la régression de Poisson, alors Moy_p suit aussi une loi normale dont la variance est donnée par

$$Var(Moy_p) = \sum_j \frac{1}{Var(\log RT_j)}$$

où $Var(\log RT_j)$ est obtenu en faisant la somme des variances des paramètres correspondant. La variance de $\log RR_{Tabar}$ est donnée par

$$Var(\log RR_{Tabar}) = Var(\log RT_{50-69}) + Var(Moy_p),$$

puisque le numérateur et le dénominateur de $\log RR_{Tabar}$ sont indépendants. On obtient donc un intervalle de confiance à 95 % pour RR_{Tabar} en utilisant la formule suivante

$$\widehat{RR}_{Tabar} \exp \left\{ \pm 1,96 \sqrt{\widehat{Var}(\log RR_{Tabar})} \right\}.$$

MÉTHODE 3 (MORRISON-SASIENI)

L'estimateur de la réduction de mortalité dans la population est dérivé du ratio du nombre de décès observés sur le nombre de décès attendus. En supposant que le nombre de décès observés suit une loi de Poisson dont l'espérance est le nombre de décès attendus et que la variation de l'attendu est négligeable, on peut calculer un intervalle de confiance à 95 % approximatif de la façon suivante

$$\frac{n^{bre} \text{ décès observés} \pm 1,96 \sqrt{n^{bre} \text{ décès attendus}}}{n^{bre} \text{ décès attendus}}$$

Cette même formule peut-être utilisée pour chaque groupe à l'étude, soit les participantes, les femmes admissibles et l'ensemble de la population. Le nombre de décès attendus dans les deux derniers groupes est obtenu en ajoutant le nombre de décès évités chez les participantes au nombre de décès observés dans chaque groupe respectivement.

MÉTHODE 4 (ÉTUDE CAS-TÉMOINS NICHÉE)

A partir des estimations obtenues par l'ajustement du modèle de régression logistique conditionnelle, l'intervalle de confiance à 95 % du risque relatif (RR) est calculé selon la formule suivante

$$\widehat{RR} \exp \left\{ \pm 1,96 \sqrt{\widehat{Var}(\log RR)} \right\}.$$

*Institut national
de santé publique*

Québec 

ACTES MÉDICAUX LIÉS AUX SEINS AVANT
L'ADMISSIBILITÉ AU PROGRAMME QUÉBÉCOIS
DE DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN EN LIEN
AVEC LA PARTICIPATION DES FEMMES AU
PROGRAMME

**Actes médicaux liés aux seins avant l'admissibilité au
Programme québécois de dépistage du cancer du sein
en lien avec la participation des femmes au programme**

**Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services
Unité d'analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques**

Janvier 2011

AUTEURS

Isabelle Th  berge, M. Sc.

Unit   d'analyse des politiques de d  pistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'  valuation des syst  mes de soins et services
Institut national de sant   publique du Qu  bec

Nathalie Vandal, M. Sc.

Unit   d'analyse des politiques de d  pistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'  valuation des syst  mes de soins et services
Institut national de sant   publique du Qu  bec

Diane Major, Ph. D.

Unit   d'analyse des politiques de d  pistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'  valuation des syst  mes de soins et services
Institut national de sant   publique du Qu  bec

  ric Pelletier, M. Sc.

Unit   d'analyse des politiques de d  pistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'  valuation des syst  mes de soins et services
Institut national de sant   publique du Qu  bec

Jacques Brisson, M.D., Sc.D.

Unit   d'analyse des politiques de d  pistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'  valuation des syst  mes de soins et services
Institut national de sant   publique du Qu  bec;
D  partement de m  decine sociale et pr  ventive, Facult   de m  decine, Universit   Laval;
Centre des maladies du sein Desch  nes-Fabia et Unit   de Recherche en Sant   des populations : URESP,
Centre de recherche FRSQ du CHA universitaire de Qu  bec

AVEC LA COLLABORATION DE

Les autres membres de l'  quipe d'  valuation du Programme qu  b  cois de d  pistage du cancer du sein (PQDCS).

MISE EN PAGE

Sylvie Muller, agente administrative

Unit   d'analyse des politiques de d  pistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'  valuation des syst  mes de soins et services
Institut national de sant   publique du Qu  bec

REMERCIEMENTS

Nous tenons    remercier Wilber Deck et Marie-Claude Messely pour leurs judicieux commentaires concernant une version pr  liminaire de ce rapport.

SOMMAIRE

L'équipe de la lutte au cancer de l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ), responsable de l'évaluation du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS), a récemment estimé la réduction de mortalité par cancer du sein associée au programme dans les cinq années après sa mise en place (1). Cependant, dans cette analyse comme dans toutes les études d'observation qui ont été faites sur cette question précédemment, il était impossible d'ajuster pleinement pour toutes les caractéristiques des femmes qui auraient pu biaiser les résultats (tous les facteurs confondants potentiels). Le présent rapport se penche sur l'un de ces facteurs confondants potentiels notamment l'utilisation de services médicaux liés aux maladies du sein pour savoir si ce facteur aurait pu biaiser nos estimés de l'effet du PQDCS sur la mortalité. Les objectifs spécifiques de cette analyse sont donc d'évaluer la relation entre la participation au programme et le profil d'utilisation des actes médicaux liés aux seins telle que la mammographie dans la période qui précède l'admissibilité au programme, puis d'évaluer l'association de ce profil d'utilisation avec l'incidence de cancer du sein et la survie au cancer du sein chez les non participantes au PQDCS.

Cette analyse porte sur la cohorte des femmes admissibles au PQDCS entre le 13 mai 1998 et le 31 décembre 2003. Les actes médicaux liés aux seins correspondent aux actes facturés à la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) de 1993 à 2003 dont le code est associé à un acte (de dépistage ou de diagnostic) touchant le sein. Ces actes médicaux ont été jumelés à la base de données de la cohorte des femmes admissibles au PQDCS de façon à connaître l'historique des actes médicaux liés aux seins réalisés chez les femmes de la cohorte avant leur admissibilité au programme. L'effet des profils d'actes liés aux seins avant l'admissibilité au PQDCS sur la participation au programme, sur l'incidence du cancer du sein, sur la survie au cancer du sein et sur l'obtention de mammographie bilatérale après que ces femmes soient devenues admissibles est étudié à l'aide de modèles de régression semi-paramétrique de Cox.

La cohorte comprend 973 330 femmes. Le fait d'avoir passé au moins une mammographie bilatérale avant d'être admissible au PQDCS est fortement associé à la participation au programme. Par exemple, les femmes admissibles au PQDCS entre 50 et 54 ans et ayant passé au moins une mammographie bilatérale avant leur admissibilité au programme atteignent une probabilité cumulative de participer au PQDCS après 5 années de suivi de 76 %, alors que celle des femmes sans aucun acte lié aux seins avant leur admissibilité est de 41 %. Le fait d'avoir eu au moins un examen d'imagerie en plus de la mammographie bilatérale ne semble pas avoir un effet important sur la participation au programme. Cependant, les femmes ayant subi des actes effractifs semblent avoir des taux de participation au PQDCS plus faibles que les femmes ayant passé seulement une ou des mammographies bilatérales. Elles ont toutefois des taux de participation plus élevés que les femmes n'ayant pas eu de tels examens. Par exemple, pour les femmes admissibles au PQDCS et ayant entre 50 et 54 ans, la probabilité cumulative de participer au PQDCS après 5 années de suivi est de 77 %, 75 %, 66 % et 41 %, respectivement pour celles qui avaient passé au moins une mammographie bilatérale avant d'être admissible, celles ayant passé au

moins un autre examen d'imagerie en plus de la mammographie bilatérale, celles ayant subi au moins un examen effractif en plus de la mammographie bilatérale (avec ou sans autre examen d'imagerie) et celles qui n'avaient subi aucun acte lié aux seins (même pas une mammographie bilatérale). Toutes les probabilités cumulées énoncées ci-haut sont statistiquement différentes.

Chez les non participantes au PQDCS, le fait d'avoir eu des mammographies bilatérales avant l'admissibilité au PQDCS est associé à une augmentation de l'incidence du cancer du sein comparé aux femmes n'ayant pas passé d'examen (rapport de taux d'incidence = 1,5; intervalle de confiance (IC) à 99 % : 1,4-1,6). Les femmes non participantes ayant passé au moins une mammographie bilatérale avant leur admissibilité au PQDCS montrent également une meilleure survie au cancer du sein comparée à celles qui n'avaient passé aucun examen avec un risque relatif de décès par cancer du sein dans les années qui suivent leur diagnostic de 0,5 (IC à 95 % : 0,4-0,6). Par ailleurs, les femmes non participantes ayant passé au moins une mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité semblent avoir davantage de mammographies bilatérales après qu'elles soient devenues admissibles comparées à celles qui n'avaient passé aucun examen pendant la période de pré-admissibilité. Après 5 années de suivi, les femmes non participantes ayant reçu au moins une mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité ont une probabilité cumulée d'avoir au moins une mammographie bilatérale dans la période de suivi de 56 %. Cette probabilité cumulée est seulement de 12 % chez les femmes n'ayant eu aucun examen pour leurs seins pendant la période de pré-admissibilité (la différence dans les probabilités cumulées est statistiquement significative).

Les résultats démontrent clairement que les actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité sont associés à une participation plus grande au PQDCS. De plus, si l'on confine les analyses aux non participantes, les résultats établissent que celles qui ont eu des mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité ont une incidence et une survie au cancer du sein plus élevées. Enfin, l'obtention de mammographies bilatérales avant de devenir admissible est fortement associée à l'obtention de mammographies diagnostiques après que les femmes soient devenues admissibles. De telles associations montrent définitivement que le profil d'utilisation des actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité pourrait biaiser l'étude du lien entre la participation au PQDCS et la mortalité par cancer du sein. Cependant, la direction finale et l'ampleur de ce biais sont moins claires. L'effet de la participation au dépistage sur la mortalité pourrait tout aussi bien avoir été surestimé ou sous-estimé dans l'étude précédente (1). L'impact final d'un ajustement pour le profil d'utilisation des services médicaux liés aux seins, pendant la période de pré-admissibilité, ne pourra être déterminé qu'après avoir procédé à l'ajustement. Une nouvelle étude de l'effet du PQDCS sur la mortalité par cancer du sein est prévue dès la disponibilité des données des décès de 2008 soit pour la période de 10 ans suivant la mise en place du PQDCS. Cette nouvelle analyse devrait prévoir l'ajustement pour les actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité au programme.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	V
LISTE DES FIGURES	VII
LISTE DES ABRÉVIATIONS	IX
INTRODUCTION	1
1. MÉTHODES	3
1.1 Population à l'étude	3
1.2 Sources des données	3
1.3 Inclusions et exclusions	4
1.4 Analyses	4
1.4.1 Définitions	4
1.4.2 Actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré- admissibilité	5
1.4.3 Actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré- admissibilité et la participation au PQDCS	6
1.4.4 Actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré- admissibilité et l'incidence du cancer du sein chez les non participantes au PQDCS	7
1.4.5 Actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré- admissibilité et la survie au cancer du sein chez les non participantes au PQDCS	8
1.4.6 Mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité et mammographies bilatérales dans la période de suivi admissible chez les non participantes au PQDCS	8
2. RÉSULTATS	11
2.1 Actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité	11
2.2 Actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité et la participation au PQDCS	11
2.3 Actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité et l'incidence du cancer du sein chez les non participantes au PQDCS	19
2.4 Actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité et la survie au cancer du sein chez les non participantes au PQDCS	22
2.5 Mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité et mammographies bilatérales pendant la période de suivi admissible chez les non participantes au PQDCS	24
DISCUSSION	27
RÉFÉRENCES	33
ANNEXE	37

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Distribution des femmes selon les actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité.....	11
Tableau 2	Rapport de taux de participation instantané au PQDCS après 2 ans de suivi admissible selon le profil d'actes pendant la période de pré-admissibilité.....	19
Tableau 3	Rapport de taux d'incidence du cancer du sein selon le profil d'actes pendant la période de pré-admissibilité pour les non participantes au PQDCS.....	22
Tableau 4	Risque relatif de décéder d'un cancer du sein selon le profil d'actes reçus pendant la période de pré-admissibilité pour les non participantes au PQDCS.....	23

LISTE DES FIGURES

Figure 1	Illustration du suivi des femmes de la cohorte	5
Figure 2	Participation au PQDCS en fonction du temps depuis l'admissibilité selon les mammographies bilatérales pendant la période de pré- admissibilité.....	13
Figure 3	Participation au PQDCS en fonction du temps depuis l'admissibilité selon les actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré- admissibilité.....	15
Figure 4	Participation au PQDCS en fonction du temps depuis l'admissibilité selon le moment depuis la dernière mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité.....	17
Figure 5	Incidence du cancer du sein chez les non participantes au PQDCS en fonction du temps depuis l'admissibilité selon les mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité.....	21
Figure 6	Probabilités de survie au cancer du sein chez les non participantes pour les femmes diagnostiquées entre 50 et 54 ans et entre 65 et 69 ans.....	24
Figure 7	Mammographies bilatérales pendant la période de suivi chez les non participantes au PQDCS en fonction du temps depuis l'admissibilité selon les mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité.....	26

LISTE DES ABRÉVIATIONS

ESCC	Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes
FTQ	Fichier des tumeurs du Québec
IC	Intervalle de confiance
INSPQ	Institut national de santé publique du Québec
NAM	Numéro d'assurance maladie
PQDCS	Programme québécois de dépistage du cancer du sein
RAMQ	Régie de l'assurance maladie du Québec
RR	Rapport de risque
SI-PQDCS	Système d'information du PQDCS

INTRODUCTION

En 1998, le Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) a été mis sur pied pour les femmes de 50 à 69 ans avec pour objectif de réduire leur mortalité par cancer du sein. À cet effet, l'équipe d'évaluation du PQDCS a réalisé récemment une étude pour estimer la réduction de mortalité par cancer du sein dans les cinq années après la mise en place du PQDCS, soit de 1998 à 2003 (1). Cependant, l'information disponible sur les caractéristiques personnelles des femmes ne permettait pas d'ajuster pleinement pour les facteurs confondants potentiels. Certaines études rapportent que les femmes à plus haut risque de cancer du sein (par exemple les femmes avec une histoire familiale de cancer du sein ou avec une maladie bénigne du sein) tendent généralement à participer en plus grand nombre au dépistage (2-6) alors que certaines autres suggèrent que les femmes qui participent au dépistage ont naturellement une mortalité par cancer du sein (4, 6-8), et même pour tout type de cancer (9), moins importante. Il est aussi possible que l'obtention de mammographies ou d'autres actes médicaux liés aux seins antérieurement à l'admissibilité au PQDCS puisse influencer la probabilité de participer au PQDCS après que les femmes soient devenues admissibles (6, 10) et même que l'obtention de tels actes en période de pré-admissibilité soit associée à l'incidence et à la survie au cancer du sein dans la période d'admissibilité. Si tel est le cas, l'obtention d'actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité pourrait biaiser l'estimation de l'effet du PQDCS sur la mortalité.

L'objectif premier du présent rapport est donc d'étudier la relation entre la participation au programme et le profil d'utilisation des actes médicaux liés aux seins antérieurement à l'admissibilité des femmes au PQDCS. Ceci permettra de vérifier si, pour certaines femmes, le fait d'avoir subi certains actes médicaux liés aux seins avant leur admissibilité au programme influence leur participation au PQDCS une fois qu'elles sont devenues admissibles. En effet, pour biaiser les résultats de l'analyse de l'effet du PQDCS sur la mortalité par cancer du sein, l'utilisation d'actes médicaux antérieurement à l'admissibilité doit être associée à la participation.

Un second objectif est d'évaluer la relation entre le profil d'utilisation des actes médicaux liés aux seins reçus avant l'admissibilité avec l'incidence du cancer du sein et avec la survie au cancer du sein chez les non participantes au PQDCS. Pour que l'utilisation des services médicaux puisse biaiser l'analyse de l'effet du PQDCS sur la mortalité par cancer du sein, il faut que cette utilisation soit aussi associée à l'incidence et / ou à la survie.

Ces analyses permettront de mieux comprendre la possibilité de biais et la direction du biais dans notre précédente étude sur la réduction de mortalité suite à l'implantation du PQDCS.

1. MÉTHODES

1.1 POPULATION À L'ÉTUDE

Cette analyse porte sur la cohorte des femmes admissibles au PQDCS décrite dans le rapport *Évolution de la mortalité par cancer du sein depuis l'implantation du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS)* (1). La cohorte regroupe toutes les femmes admissibles au PQDCS entre le 13 mai 1998 et le 31 décembre 2003. Pour être admissible au PQDCS dans cette étude, une femme doit être résidente de la province de Québec, être âgée entre 50 et 69 ans, ne pas avoir été diagnostiquée d'un cancer du sein infiltrant ou *in situ* au préalable, ne pas avoir eu de période d'inadmissibilité à la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) et résider dans une région où le programme est offert.

1.2 SOURCES DES DONNÉES

Cinq bases de données ont été utilisées pour créer la cohorte des femmes admissibles au PQDCS, soient le fichier de la population admissible à la RAMQ, le fichier provenant du système d'information du PQDCS (SI-PQDCS), le Fichier des tumeurs du Québec (FTQ), le Fichier des décès du Québec et le fichier d'inadmissibilité à la RAMQ. La base de données des femmes admissibles au PQDCS contient l'information sur les mammographies de dépistage réalisées entre 1998 et 2003. Pour chaque femme, la date de réalisation de chaque mammographie de dépistage reçue durant cette période ainsi que le consentement à participer au programme qui lui est associé sont donc disponibles. L'identification des diagnostics de cancer du sein (infiltrant et *in situ*) posés dans la période de 1984 à 2003 et des décès (et leur cause) survenus dans la période à l'étude est aussi réalisée à partir de l'information contenue dans la base de données des femmes admissibles au PQDCS. La date de diagnostic de cancer du sein correspond à la date de sortie de l'hôpital ou de chirurgie d'un jour suite à un diagnostic de cancer du sein inscrite au FTQ. Une évaluation de l'exhaustivité du FTQ a démontré que 98,8 % des nouveaux cas de cancer du sein infiltrant étaient inscrits à ce fichier (11).

Les actes médicaux liés aux seins proviennent des actes facturés à la RAMQ de 1993 à 2003 dont le code est associé à un acte de dépistage ou de diagnostic touchant le sein, de même que l'identifiant de la personne qui a reçu l'acte ainsi que la date de l'acte. Les actes ont été regroupés selon les neuf catégories suivantes : mammographies de dépistage, mammographies bilatérales, mammographies diagnostiques unilatérales, échographies, ponctions à l'aiguille fine, biopsies guidées, biopsies ouvertes, traitements associés au cancer du sein et traitements adjuvants. Une description détaillée des actes inclus dans chaque catégorie est présentée en annexe. Les actes concernant les traitements associés au cancer du sein ou les traitements adjuvants servent uniquement à exclure des analyses certaines femmes ayant probablement eu un diagnostic de cancer du sein avant de devenir admissible au PQDCS (voir section 1.3 Inclusions et Exclusions). Il est à noter que les échographies réalisées en clinique de radiologie privée ne sont pas facturables à la RAMQ, cette information n'est donc pas disponible.

Les actes médicaux liés aux seins ont été jumelés à la base de données de la cohorte des femmes admissibles au PQDCS de façon à connaître l'historique des actes médicaux liés aux seins réalisés chez les femmes de la cohorte avant leur admissibilité. Le jumelage entre les deux fichiers a été réalisé à l'aide des numéros d'individus associés aux numéros d'assurance maladie (NAM) de la RAMQ.

1.3 INCLUSIONS ET EXCLUSIONS

La cohorte initiale comprenait 1 054 137 femmes. De ce nombre, 17 femmes (< 0,01 %) ont été exclues parce que leur date de naissance était non définie et 25 186 (2,4 %) parce qu'elles n'étaient pas admissibles alors que le programme était disponible dans leur région (en raison d'une perte d'admissibilité à la RAMQ ou parce qu'elles ont atteint l'âge de 70 ans). Par ailleurs, la cohorte comprenait 50 478 femmes (4,8 %) ayant passé au moins une mammographie de dépistage dans le cadre du programme pendant la période de pré-admissibilité. Ceci s'explique par le fait que les femmes pouvaient passer une mammographie de dépistage dans une région où le programme était démarré même s'il ne l'était pas dans leur région de résidence ou parce qu'elles ont pu passer leur mammographie quelque temps avant leur 50^e anniversaire. Ces femmes ont aussi été exclues des analyses puisque l'étude de ce groupe de femmes se rapporte plutôt à la fidélisation au programme, et non à une première participation au PQDCS. De plus, 820 femmes (0,08 %) qui avaient reçu des traitements du cancer du sein ou des traitements adjuvants accompagnés d'au moins une biopsie ouverte au sein pendant la période de pré-admissibilité ont aussi été exclues puisque ces femmes ont probablement eu un diagnostic de cancer du sein avant de devenir admissibles au PQDCS. Finalement, les 4 306 femmes (0,4 %) qui avaient reçu des actes d'imagerie (mammographies diagnostiques unilatérales ou échographies) ou des actes effractifs (ponctions à l'aiguille fine, biopsies guidées ou biopsies ouvertes) pendant la période de pré-admissibilité sans avoir passé de mammographie de dépistage ou de mammographie bilatérale dans la même période ont été exclues. Ce profil d'actes ne semble pas habituel et peut laisser croire à la possibilité d'informations manquantes concernant leur profil d'actes médicaux. La cohorte finale comporte donc 973 330 femmes.

1.4 ANALYSES

1.4.1 Définitions

Pour chaque femme, l'historique des actes médicaux liés aux seins a été examiné selon le schéma présenté à la figure 1. La date d'admissibilité considérée dans les analyses correspond à la première date à laquelle la femme était admissible au PQDCS parce qu'elle rencontrait les critères du programme et qu'elle résidait dans une région où le programme était disponible. Un suivi maximum de cinq années est ensuite observé pour chaque femme. Le suivi peut être plus court si un des événements suivants survient : un décès, un diagnostic de cancer du sein infiltrant, une inadmissibilité à la RAMQ ou la fin du suivi au 31 décembre 2003.

Les actes médicaux liés aux seins reçus par la femme avant son admissibilité sont vérifiés, dans les bases de données de la RAMQ, pour une période de 5 années appelée période de pré-admissibilité. La participation au programme est définie selon l'information provenant de

la base de données de la cohorte des femmes admissibles au PQDCS. Les femmes sont considérées participantes à partir de leur première mammographie de dépistage avec consentement à participer au programme. À partir de la date de sa première mammographie de dépistage avec consentement, une femme devient participante au PQDCS et le reste jusqu'à la fin de son suivi. Ce suivi constitue le temps de suivi comme participante. Afin d'éviter le biais d'immortalité « immortal time bias » (12), le temps de suivi, entre le moment où les femmes participantes au PQDCS deviennent admissibles jusqu'à la date de leur première mammographie de dépistage avec consentement à participer au programme, est considéré comme du temps de suivi en tant que non participante. La totalité du temps de suivi des femmes qui n'ont pas de mammographie dans le cadre du PQDCS est considérée comme du temps de suivi en tant que non participante.

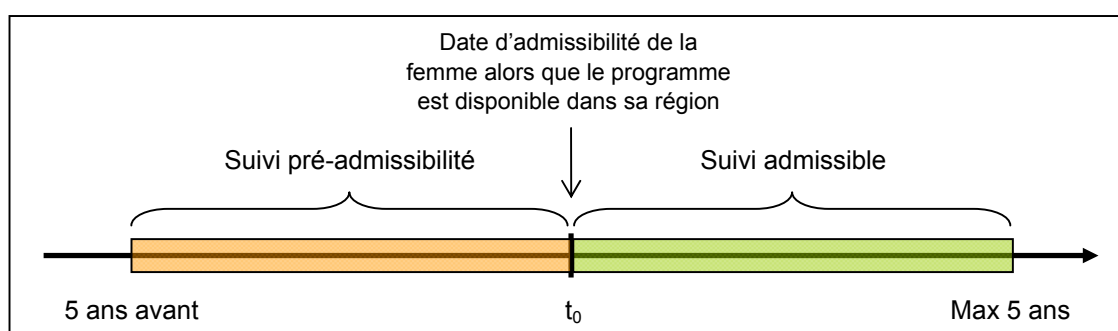


Figure 1 Illustration du suivi des femmes de la cohorte

Pendant la période de pré-admissibilité, il est impossible de distinguer si les mammographies bilatérales faites correspondent à une mammographie de dépistage chez une femme asymptomatique ou à une mammographie diagnostique faite pour l'investigation d'un signe ou d'un symptôme. Par contre, une fois que la femme est devenue admissible au PQDCS, il est possible de distinguer deux catégories de mammographies, soit les mammographies de dépistage faites dans le cadre du PQDCS et les autres mammographies bilatérales. Ces autres mammographies bilatérales peuvent correspondre à des mammographies diagnostiques bilatérales ou à des mammographies de dépistage faites en dehors du PQDCS (par exemple chez des femmes qui refusent de participer au programme).

1.4.2 Actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité

La distribution des femmes de la cohorte ayant reçu au moins un acte médical pendant la période de pré-admissibilité est examinée par catégories d'actes médicaux. Le dénominateur des proportions correspond au nombre total de femmes de la cohorte. Les catégories de type d'actes médicaux ne sont pas mutuellement exclusives, en particulier, toutes les femmes avec au moins un acte ont toutes eu au moins une mammographie bilatérale.

1.4.3 Actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité et la participation au PQDCS

Étant donné que la période de suivi peut avoir une durée variable selon la femme, la mesure de participation retenue est le taux de participation. La relation entre les actes médicaux liés aux seins reçus pendant la période de pré-admissibilité et le taux de participation est étudiée à l'aide de modèles de régression de Cox. Dans ces modèles, les femmes ayant eu au moins un acte lié aux seins ont toutes passé au moins une mammographie bilatérale. Les autres actes reçus peuvent être regroupés : les mammographies diagnostiques unilatérales et les échographies ont été regroupées pour former les actes d'imagerie autre que la mammographie bilatérale. De la même façon, les ponctions à l'aiguille fine, les biopsies guidées et les biopsies ouvertes ont été regroupées pour former les actes effractifs. Ainsi, les femmes peuvent être regroupées en trois catégories selon le type d'acte médical reçu : 1) seulement une ou des mammographies bilatérales, 2) une ou des mammographies bilatérales et au moins un autre acte d'imagerie ou 3) une ou des mammographies bilatérales et au moins un acte effractif (avec ou sans autre acte d'imagerie). Chaque modèle inclut un ajustement pour l'âge. De façon à simplifier les résultats présentés, l'ajustement pour l'année du début d'admissibilité n'a pas été retenu puisqu'il n'avait pas d'impact important sur les résultats. Un seuil de signification de 1 % est utilisé et des intervalles de confiance à 99 % sont calculés étant donné la précision induite par la grande taille d'échantillon.

Le premier modèle étudie uniquement la relation entre les mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité et la participation au PQDCS. Ensuite, dans le second modèle, les femmes avec au moins une mammographie bilatérale sont subdivisées en trois groupes pour étudier l'effet des autres types d'actes médicaux reçus sur la participation. Toujours parmi les femmes avec au moins une mammographie bilatérale, un troisième modèle étudie l'effet du moment de la dernière mammographie en période de pré-admissibilité sur la participation. Les femmes avec au moins une mammographie bilatérale sont alors distribuées parmi les trois groupes suivants définissant le moment où elles ont passé leur dernière mammographie bilatérale : dans l'année précédant la date de début du suivi admissible (< 1 an), entre 1 et 2 ans avant cette date (1-1,9 ans) et 2 ans et plus avant cette date (≥ 2 ans).

Le taux de participation est une mesure qui varie d'un moment à l'autre. On se réfère donc parfois à ce taux comme étant un taux « instantané ». Lorsqu'on donne un taux de participation pour une période, par exemple une journée, un mois ou une année, ce taux représente une moyenne des taux de participation instantanés au cours de toute la période. Pour ces trois modèles, le taux de participation instantané (« hazard rate ») change dans le temps de façon non proportionnelle entre les groupes à l'étude. Des modèles stratifiés selon le groupe à l'étude ont donc été construits et la variation des taux de participation instantanés et des rapports de taux de participation instantané dans le temps sont analysés graphiquement.

Un graphique des probabilités cumulées de participer a également été produit pour chaque modèle. Ces probabilités cumulatives sur 5 ans sont obtenues par une méthode similaire aux courbes de survies de Kaplan-Meier.

Étant donné que tous les modèles sont ajustés pour l'âge lors de l'admissibilité, il est nécessaire de fixer un groupe d'âge pour étudier les courbes de taux de participation instantané ainsi que les courbes de probabilités cumulées de participer pour chaque profil d'actes médicaux. Le groupe des 50-54 ans a été choisi, puisque c'est le groupe le plus nombreux dans la cohorte et aussi puisque ce groupe représente maintenant la presque totalité des femmes nouvellement admissibles. Les courbes de taux de participation instantané pour les autres groupes d'âge peuvent être obtenues en multipliant les courbes représentées pour les 50-54 ans par le rapport de taux de participation instantané correspondant pour le groupe d'âge désiré. Dans le cas des rapports de taux de participation instantané dans le temps, les courbes représentées sont les mêmes pour tous les groupes d'âge.

Puisque les rapports de taux de participation instantané sont relativement stables dans le temps à partir de 2 années de suivi après l'admissibilité, un dernier modèle (le quatrième modèle) permet d'estimer des rapports de taux de participation instantané conditionnellement au fait de ne pas avoir encore participé au programme 2 années après le début de l'admissibilité, simultanément pour chacune des catégories étudiées dans les trois premiers modèles. Les femmes avec au moins une mammographie bilatérale sont alors divisées en neuf sous-groupes constitués du croisement des trois catégories d'actes (seulement une ou des mammographies bilatérales, une ou des mammographies bilatérales et au moins un autre acte d'imagerie ou une ou des mammographies bilatérales et au moins un acte effractif) et des trois catégories de temps de la mammographie (< 1 an, 1-1,9 ans, ≥ 2 ans). Les rapports de taux de participation instantané sont ensuite estimés en pondérant chaque catégorie selon les proportions de femmes présentes dans chaque sous-groupe après deux années de suivi admissible. Ce modèle est aussi ajusté pour l'âge au début du suivi.

Les modèles de régression de Cox ont été réalisés à l'aide de la procédure TPHREG de SAS 9.1.3. Pour la représentation graphique, les taux de participation instantanés ont été lissés selon la méthode du noyau décrite dans Klein et Moeschberger (13), en utilisant une bande de 0,5 année de largeur. Le lissage et les graphiques ont été réalisés à l'aide du logiciel R (14).

1.4.4 Actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité et l'incidence du cancer du sein chez les non participantes au PQDCS

La relation entre l'incidence du cancer du sein infiltrant chez les non participantes (plus précisément durant le temps de suivi en tant que non-participante) et le profil des actes médicaux liés aux seins reçus pendant la période de pré-admissibilité au PQDCS est étudiée à l'aide d'une régression de Cox. Les profils d'actes considérés sont les mêmes que pour les modèles précédents, c'est-à-dire les femmes avec et sans mammographie bilatérale et pour ces dernières, un découpage supplémentaire selon les actes complémentaires reçus et

selon le moment de la dernière mammographie. Pour toutes les femmes de la cohorte, le temps écoulé entre le début de l'admissibilité et la première date parmi les suivantes a été considéré pour mesurer le temps de suivi en tant que non-participante : diagnostic de cancer du sein, participation au PQDCS, décès, perte d'admissibilité ou fin du suivi. Le suivi des femmes dont la fin ne correspond pas à un diagnostic de cancer du sein est considéré comme une censure. L'âge à l'admissibilité est utilisé comme variable d'ajustement. De la même façon que pour les analyses sur la participation, un seuil de signification de 1 % et des intervalles de confiance à 99 % sont calculés étant donné la précision induite par la grande taille d'échantillon.

Théoriquement, les femmes avec investigation immédiatement avant l'admissibilité au PQDCS ont un taux d'incidence de cancer du sein plus élevé au tout début du suivi admissible, puisque ce diagnostic de cancer du sein est susceptible d'être posé suite aux investigations reçues. Particulièrement, le taux d'incidence est d'autant plus élevé à mesure que l'investigation s'intensifie. Ceci se traduit par la non proportionnalité des taux d'incidence dans les premiers six mois de suivi. Toutefois, puisque ces derniers sont proportionnels pour le restant du suivi et que les actes qui mènent à un diagnostic ne sont pas l'objet de notre analyse, la non proportionnalité en tout début de suivi est considérée négligeable.

1.4.5 Actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité et la survie au cancer du sein chez les non participantes au PQDCS

La relation entre la survie au cancer du sein infiltrant chez les non participantes et le profil des actes médicaux liés aux seins reçus pendant la période de pré-admissibilité est étudiée à l'aide d'une régression de Cox. Les profils d'actes considérés sont les mêmes que pour l'incidence du cancer du sein chez les non participantes. Cette analyse utilise seulement les femmes qui ont eu un diagnostic de cancer du sein infiltrant durant le temps de suivi admissible des non participantes au PQDCS. L'intervalle écoulé entre la date du diagnostic et la première date parmi les suivantes est utilisé comme temps de survie : décès, perte d'admissibilité ou fin du suivi. Les temps de survie des femmes dont la fin du suivi ne correspond pas à un décès par cancer du sein sont considérés censurés. L'âge au diagnostic est utilisé comme variable d'ajustement. Les profils d'actes n'ayant pas un effet significatif sur la survie au cancer du sein sont retirés du modèle. Étant donné la taille d'échantillon plus restreinte que dans les analyses précédentes, un seuil de signification de 5 % et des intervalles de confiance à 95 % sont utilisés.

1.4.6 Mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité et mammographies bilatérales dans la période de suivi admissible chez les non participantes au PQDCS

Afin de vérifier si les femmes ayant reçu des mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité continuent d'en avoir durant le temps de suivi en tant que non-participante, une analyse similaire à celle faite pour la participation au PQDCS a été réalisée. Ainsi un modèle de régression semi-paramétrique de Cox a été élaboré pour décrire le taux de mammographie bilatérale (seule la première mammographie bilatérale compte comme événement d'intérêt). L'intervalle de temps entre l'admissibilité et la première mammographie bilatérale est donc considéré, en censurant à la fin du suivi admissible tel que décrit dans les

analyses précédentes ou à la date de participation. Le modèle est stratifié selon le fait d'avoir reçu au moins une mammographie bilatérale avant l'admissibilité au PQDCS et ajusté pour l'âge à l'admissibilité. Les graphiques des taux instantanés chez les 50-54 ans, des rapports de taux et des probabilités cumulées chez les 50-54 ans en fonction du temps depuis l'admissibilité sont présentés comme pour les analyses précédentes.

2. RÉSULTATS

La cohorte comprend 973 330 femmes. Parmi celles-ci, 495 552 femmes (50,9 %) ont participé au moins une fois au PQDCS dans les 5 années suivant leur date d'admissibilité.

2.1 ACTES MÉDICAUX LIÉS AUX SEINS PENDANT LA PÉRIODE DE PRÉ-ADMISSIBILITÉ

La distribution des femmes selon les actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité est présentée au tableau 1. Un total de 372 450 femmes n'ont reçu aucun acte médical lié aux seins pendant la période de pré-admissibilité. Une majorité de femmes de la cohorte ont eu des mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité (62 %). Enfin, les actes médicaux effrectifs liés aux seins sont observés dans une proportion beaucoup plus faible dans la cohorte (4,6 %).

Tableau 1 Distribution des femmes selon les actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité

Actes médicaux liés aux seins	Femmes avec au moins un acte (N=973 330)	
	n	(%)
Aucun acte médical lié aux seins	372 450	(38,3 %)
Mammographie bilatérale*	600 880	(61,7 %)
Mammographie diagnostique unilatérale*	49 333	(5,1 %)
Échographie*	65 518	(6,7 %)
Ponction à l'aiguille fine*	26 445	(2,7 %)
Biopsie guidée*	14 620	(1,5 %)
Biopsie ouverte*	15 825	(1,6 %)

* Ces catégories d'actes médicaux liés aux seins ne sont pas mutuellement exclusives.

2.2 ACTES MÉDICAUX LIÉS AUX SEINS PENDANT LA PÉRIODE DE PRÉ-ADMISSIBILITÉ ET LA PARTICIPATION AU PQDCS

La figure 2 présente les taux de participation instantanés, les rapports de taux de participation instantané ainsi que les probabilités cumulatives de participer au PQDCS dans le temps. Les taux de participation instantanés ainsi que les probabilités cumulatives de participer au PQDCS sont présentés pour les femmes qui sont devenues admissibles entre 50 et 54 ans uniquement. Les courbes des taux de participation instantanés pour les autres groupes d'âge ne sont pas présentées puisqu'elles montrent exactement les mêmes effets, mais correspondent aux courbes des 50-54 ans multipliées par le rapport de taux du groupe d'âge désiré. Le rapport de taux pour les groupes d'âge 55-59 ans, 60-64 ans et 65-69 ans

comparé aux 50-54 ans est respectivement de 0,89 (IC 99 % : 0,89-0,90), 0,83 (IC 99 % : 0,83-0,84) et 0,75 (IC 99 % : 0,74-0,75).

Le taux de participation instantané pour les femmes ayant reçu au moins une mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité est systématiquement plus élevé que celui des femmes qui n'ont reçu aucun acte (figure 2-A). Pour les femmes qui n'ont reçu aucun acte médical lié aux seins pendant la période de pré-admissibilité, le taux n'augmente que légèrement avec le temps dans les premiers mois après qu'une femme soit devenue admissible au PQDCS puis redescend lentement pour le reste du suivi. Pour les femmes qui ont passé au moins une mammographie bilatérale avant de devenir admissibles au programme, le taux de participation instantané continue d'augmenter avec le temps jusqu'à deux ans de suivi. Ceci se traduit par un rapport de taux de participation instantané qui est initialement d'environ 1,5 et qui augmente de façon constante au début du suivi pour atteindre environ 3,5 après deux ans (figure 2-B). À partir de ce point, les femmes qui n'ont toujours pas participé, mais qui avaient passé au moins une mammographie bilatérale avant leur admissibilité ont un taux de participation environ 3,5 fois plus grand que les femmes qui n'avaient reçu aucun acte médical lié aux seins.

De la même façon, on observe une importante différence entre la probabilité cumulative de participer chez les femmes qui avaient passé au moins une mammographie bilatérale et celles qui n'avaient reçu aucun acte médical. Les deux courbes illustrées à la figure 2-C se séparent dès le début du suivi. Les femmes admissibles entre 50 et 54 ans ayant passé au moins une mammographie bilatérale avant leur admissibilité au programme atteignent une probabilité de participer de 75,5 % (IC à 99 % : 75,3-75,7 %), alors que celle des femmes n'ayant aucun acte médical est de 41,2 % (IC à 99 % : 40,9-41,4 %), ce qui correspond à une différence de près de 35 % après cinq années de suivi.

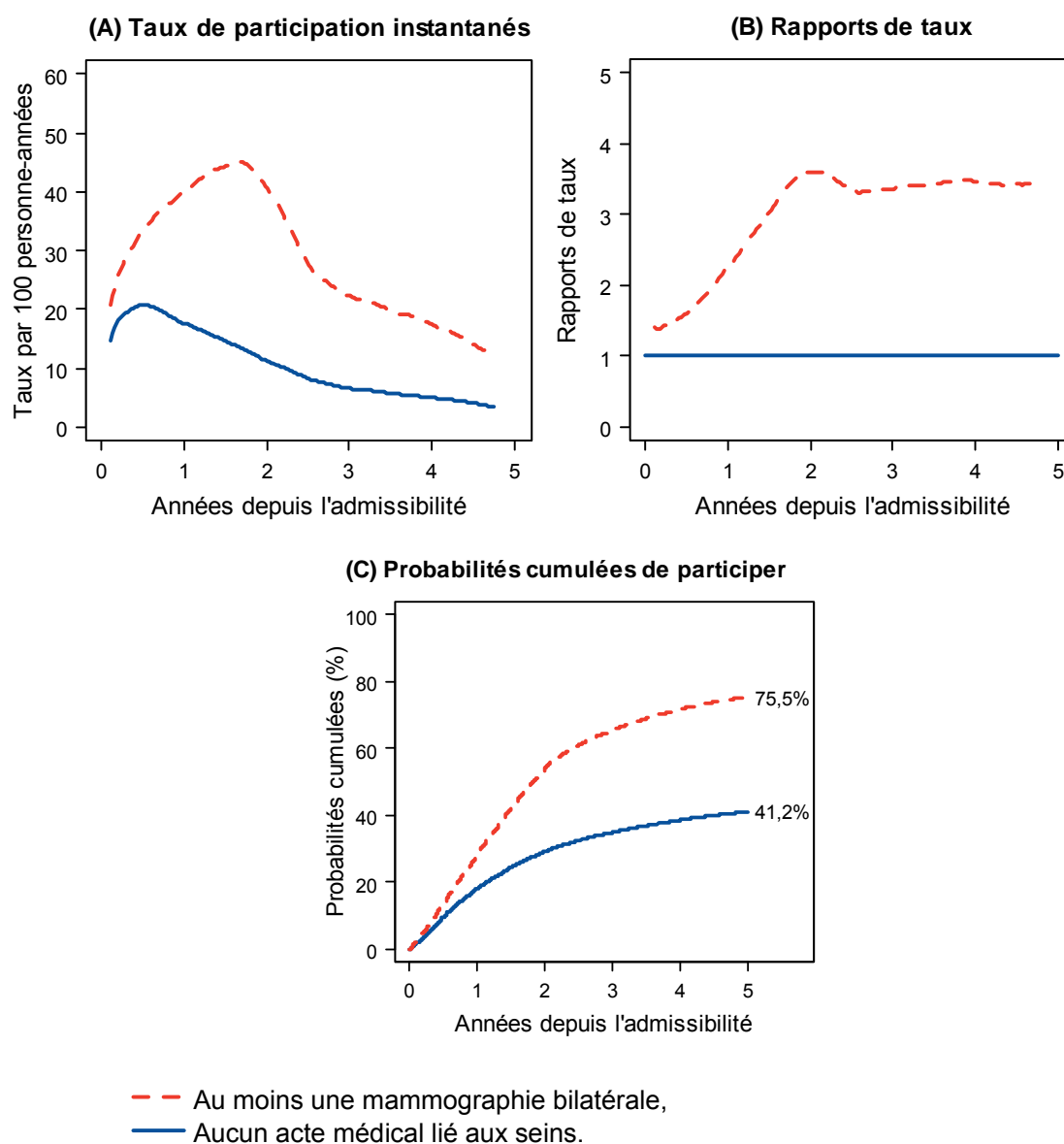


Figure 2 Participation au PQDCS en fonction du temps depuis l'admissibilité selon les mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité

(A) Taux de participation instantané chez les femmes devenues admissibles entre 50 et 54 ans*. (B) Rapports de taux de participation instantané. (C) Probabilités cumulées de participer au PQDCS pour les femmes devenues admissibles entre 50 et 54 ans.

* Les courbes pour les autres groupes d'âge sont obtenues en multipliant les courbes représentées pour les 50-54 ans par le rapport de taux de participation instantané correspondant pour le groupe d'âge désiré. Le rapport de taux de participation instantané pour les groupes d'âge 55-59 ans, 60-64 ans et 65-69 ans comparé aux 50-54 ans est respectivement de 0,89, 0,83 et 0,75.

Le groupe des femmes ayant reçu au moins une mammographie bilatérale avant l'admissibilité au programme a été divisé en trois sous-groupes représentant les autres actes médicaux liés aux seins reçus par la femme soient : 1) seulement une ou des mammographies bilatérales, 2) une ou des mammographies bilatérales et au moins un autre acte d'imagerie ou 3) une ou des mammographies bilatérales et au moins un acte effractif (avec ou sans autre acte d'imagerie) (figure 3). Le rapport de taux de participation instantané pour les femmes qui sont devenues admissibles entre 55-59 ans, 60-64 ans et 65-69 ans comparativement aux 50-54 ans est respectivement de 0,89 (IC 99 % : 0,88-0,89), 0,82 (IC 99 % : 0,82-0,83) et 0,73 (IC 99 % : 0,73-0,74).

De façon générale, dans les groupes de femmes qui ont eu une mammographie bilatérale avant de devenir admissibles, le taux de participation instantané diminue à mesure que les actes médicaux reçus s'intensifient (figure 3-A). Par contre, le fait d'avoir eu d'autres actes médicaux liés aux seins n'élimine pas totalement l'effet d'avoir déjà passé une mammographie bilatérale, c'est-à-dire que bien que le taux de participation instantané diminue avec l'intensification des actes complémentaires, ce taux demeure toujours plus élevé chez les femmes avec mammographie bilatérale que chez celles n'ayant eu aucun acte lié aux seins pendant la période de pré-admissibilité. Dans les trois groupes, les rapports de taux de participation instantané augmentent graduellement dans les deux premières années comparativement aux femmes qui n'ont reçu aucun acte (figure 3-B). L'augmentation est légèrement plus lente chez les femmes ayant eu au moins un acte effractif, alors que le taux d'augmentation des rapports de taux de participation instantané est plutôt semblable dans les deux autres groupes. Le rapport de taux de participation instantané pour les femmes n'ayant toujours pas participé est, après trois années de suivi, légèrement plus élevé pour les femmes qui ont eu des mammographies bilatérales et au moins un autre acte d'imagerie comparé aux femmes qui n'avaient qu'une mammographie bilatérale ou plus. Les rapports de taux de participation instantané pour les femmes qui avaient reçu au moins un acte effractif en plus de leurs mammographies bilatérales continuent quant à eux d'augmenter pour rejoindre les autres à la fin de la période de 5 années de suivi.

Les courbes de probabilité cumulative (figure 3-C), pour les femmes admissibles entre 50 et 54 ans, se comportent de la même façon que pour le précédent modèle atteignant 76,7 % (IC à 99 % : 76,5-76,9 %) pour les femmes qui avaient passé au moins une mammographie bilatérale avant d'être admissibles et 75,3 % (IC à 99 % : 74,8-75,8 %) pour celles qui, en plus de mammographies bilatérales, avaient aussi eu au moins un autre acte d'imagerie. Toutefois, l'écart entre les femmes qui avaient reçu au moins un acte effractif en plus de leur mammographie bilatérale (65,6 %, IC à 99 % : 64,9-66,3 %) et celles qui n'ont reçu aucun acte médical (41,3 %, IC à 99 % : 41,0-41,6 %) est moins important.

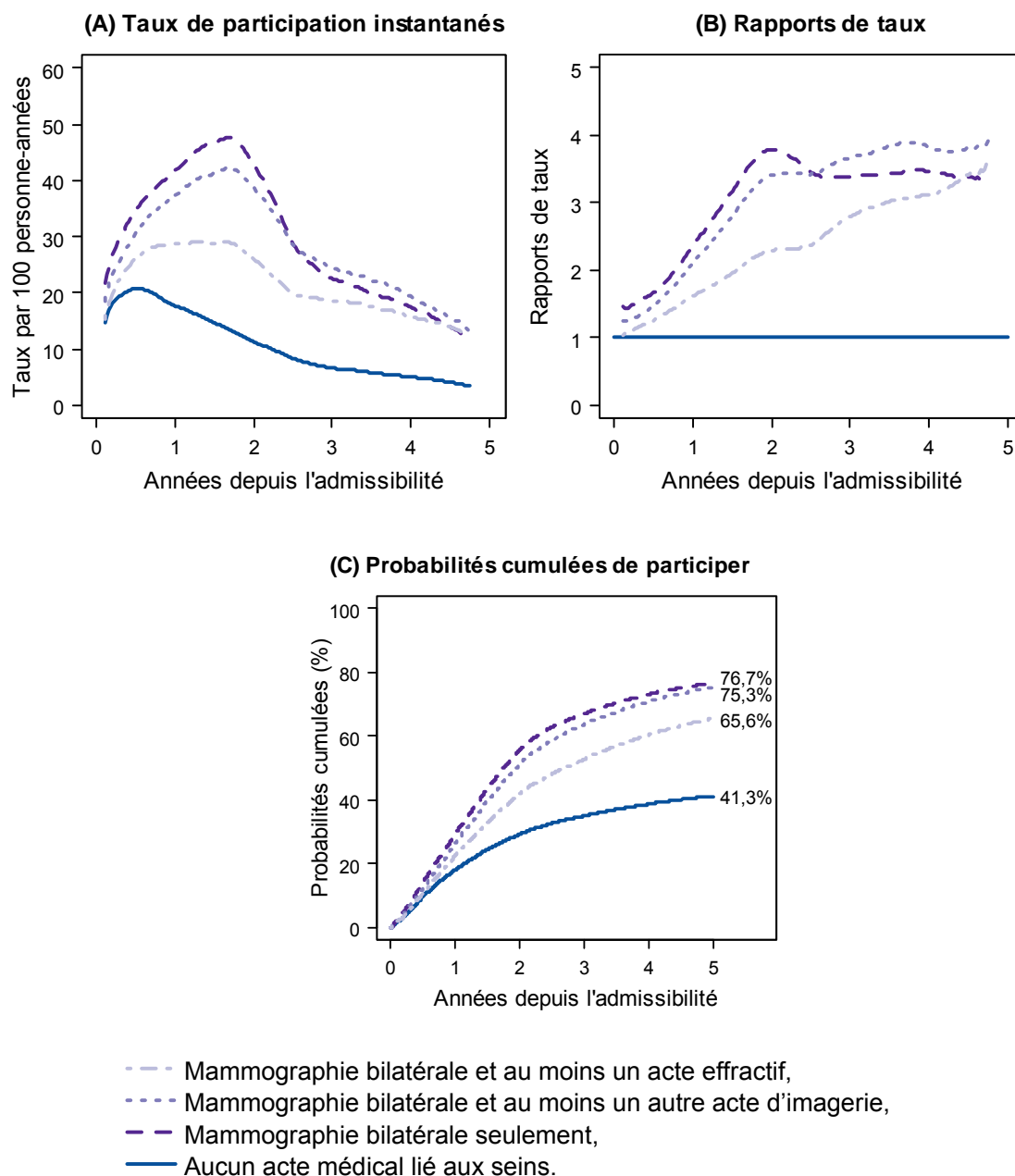


Figure 3 Participation au PQDCS en fonction du temps depuis l'admissibilité selon les actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité
 (A) Taux de participation instantané chez les femmes devenues admissibles entre 50 et 54 ans*. (B) Rapports de taux de participation instantané. (C) Probabilités cumulées de participer au PQDCS pour les femmes devenues admissibles entre 50 et 54 ans.

* Les courbes pour les autres groupes d'âge sont obtenues en multipliant les courbes représentées pour les 50-54 ans par le rapport de taux de participation instantané correspondant pour le groupe d'âge désiré. Le rapport de taux de participation instantané pour les groupes d'âge 55-59 ans, 60-64 ans et 65-69 ans par rapport aux 50-54 ans est respectivement de 0,89, 0,82 et 0,73.

Le groupe des femmes qui ont passé au moins une mammographie bilatérale avant leur admissibilité a aussi été divisé selon l'intervalle de temps entre leur dernière mammographie et le moment où elles sont devenues admissibles soient : dans l'année précédant l'admissibilité (< 1 an), entre 1 et 1,9 ans ou 2 ans ou plus (≥ 2 ans) avant l'admissibilité au programme (figure 4). L'ajustement pour l'âge lors de l'admissibilité se traduit par un rapport de taux de participation de 0,90 (IC 99 % : 0,89-0,91), 0,84 (IC 99 % : 0,83-0,85) et 0,75 (IC 99 % : 0,74-0,76) respectivement pour les femmes de 55-59 ans, 60-64 ans et 65 ans et plus.

Pour les femmes qui avaient déjà passé une mammographie bilatérale avant d'être admissibles, le maximum du taux de participation instantané au programme est atteint à différents moments du suivi respectant le délai de deux ans recommandé entre les dépistages (figure 4-A). Ainsi, les femmes qui avaient passé une mammographie bilatérale 2 ans ou plus avant d'être admissibles ont un taux maximum de participation au dépistage immédiatement après le début de leur admissibilité, alors que celles qui avaient eu leur mammographie dans l'année précédant leur admissibilité vont participer à un plus fort taux après deux années de suivi. Les femmes qui avaient passé une mammographie bilatérale dans les deux années précédant leurs admissibilités au programme sont celles qui atteignent le plus haut taux de participation au programme. Après 2 années de suivi, elles ont un taux de participation instantané environ 3,5 fois plus grand que celles qui n'avaient reçu aucun acte (figure 4-B). Celles qui avaient passé une mammographie bilatérale plus de deux ans avant d'être admissibles au programme participent un peu moins au programme, mais ont quand même un taux de participation instantané environ 2,5 fois plus grand après deux années de suivi que celles qui n'avaient reçu aucun acte. De la même façon, la probabilité de participer pour les femmes admissibles qui avaient eu leur dernière mammographie bilatérale dans l'année précédant leur admissibilité est plus faible que les autres groupes dans la première année de suivi, mais finit par rejoindre les groupes de femmes qui avaient eu au moins une mammographie bilatérale avant leur admissibilité.

Après cinq années de suivi, la probabilité cumulative de participer au PQDCS est plutôt comparable pour les trois groupes avec mammographie bilatérale avant l'admissibilité, soit 74,9 % (IC à 99 % : 74,7-75,2 %) pour les femmes ayant passé leur dernière mammographie dans l'année précédant leur admissibilité, 79,0 % (IC à 99 % : 78,7-79,3 %) pour celles qui l'avaient passé entre 1 et 1,9 ans avant cette date et 71,4 % (IC à 99 % : 71,0-71,7 %) pour celles qui avaient passé leur dernière mammographie 2 ans ou plus avant leur admissibilité, comparativement à 41,0 % (IC à 99 % : 40,7-41,3 %) pour les femmes qui n'avaient eu aucun acte médical lié aux seins (figure 4-C).

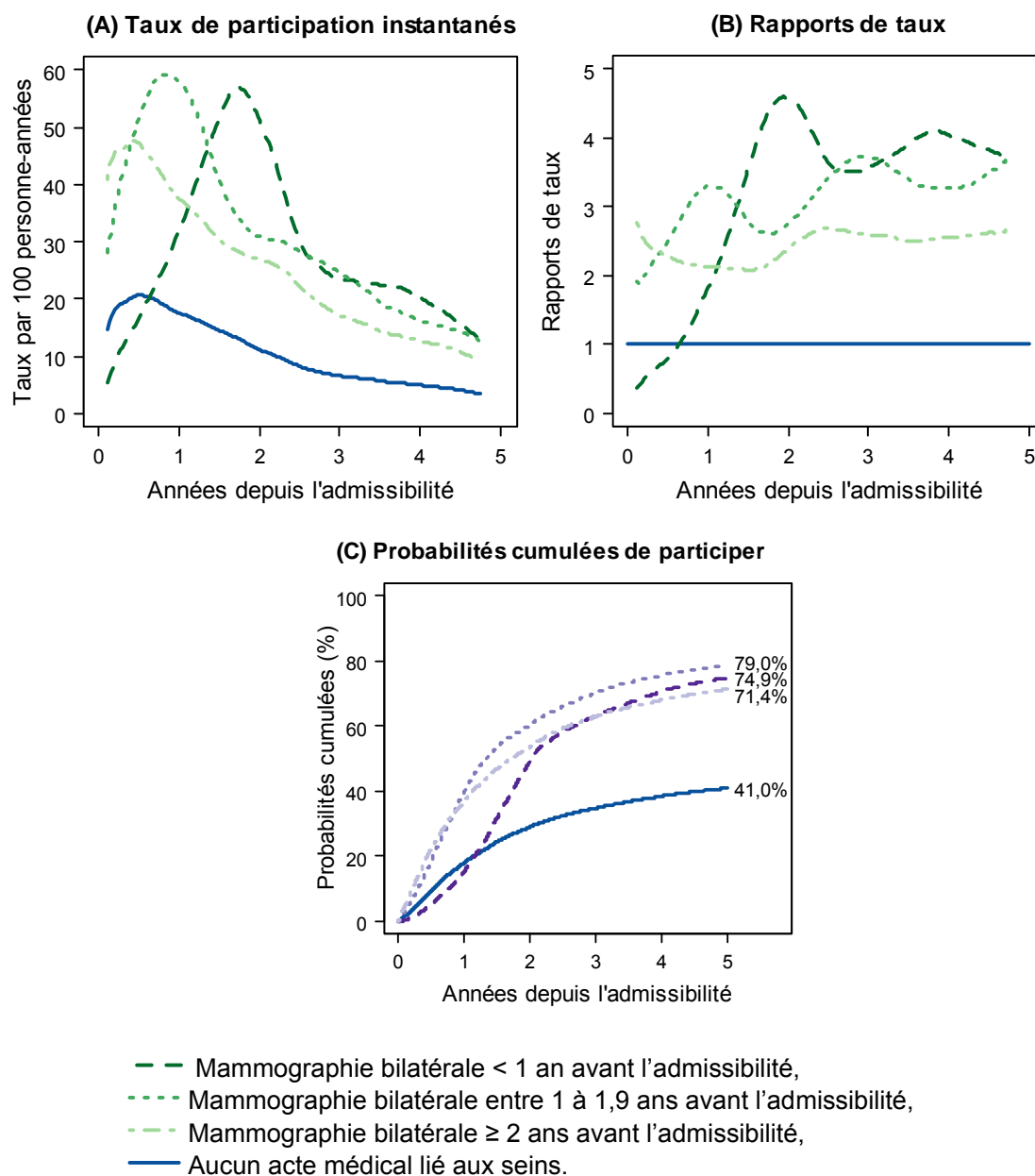


Figure 4 Participation au PQDCS en fonction du temps depuis l'admissibilité selon le moment depuis la dernière mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité

(A) Taux de participation instantané chez les femmes devenues admissibles entre 50 et 54 ans*. (B) Rapports de taux de participation instantané. (C) Probabilités cumulées de participer au PQDCS pour les femmes devenues admissibles entre 50 et 54 ans.

* Les courbes pour les autres groupes d'âge sont obtenues en multipliant les courbes représentées pour les 50-54 ans par le rapport de taux de participation instantané correspondant pour le groupe d'âge désiré. Le rapport de taux de participation instantané pour les groupes d'âge 55-59 ans, 60-64 ans et 65-69 ans par rapport aux 50-54 ans est respectivement de 0,90, 0,84 et 0,75.

Puisque les rapports de taux de participation instantané sont relativement stables dans le temps à partir de 2 années de suivi après l'admissibilité, il est possible de faire un modèle de risques proportionnels conditionnels permettant d'estimer de façon plus précise les rapports de taux de participation pour tous les groupes présentés dans les figure 2, 3 et 4 (tableau 2). Le rapport des taux de participation pour la première fois après 2 années de suivi est 3,4 (IC 99 % : 3,3-3,5) fois plus grand chez les femmes qui avaient passé au moins une mammographie bilatérale avant d'être admissibles comparativement à celles qui n'avaient jamais eu d'acte lié aux seins. Ce rapport de taux de participation varie de 2,7 à 3,6 si on divise les femmes selon le type d'actes liés aux seins qu'elles ont eues avant d'être admissibles. Le fait d'avoir reçu des actes d'imagerie ne change pas de façon significative le taux de participation au programme plus de deux ans après être devenu admissible (IC 99 % seulement mammographie bilatérale : 3,4-3,5, mammographie bilatérale et au moins un autre acte d'imagerie : 3,5-3,7). Par contre, le fait d'avoir reçu au moins un acte effractif en plus de la mammographie bilatérale fait diminuer le rapport de taux de participation instantané. Par ailleurs, le rapport des taux de participation pour les femmes qui ont passé au moins une mammographie bilatérale avant d'être admissibles au programme comparativement à celles qui n'avaient eu aucun acte, diminue lorsque l'intervalle de temps entre la dernière mammographie et la date d'admissibilité augmente. Il passe de 3,8 pour les femmes qui ont passé leur dernière mammographie dans l'année précédent leur admissibilité, à 2,6 pour celles qui l'avaient passée plus de deux ans avant cette date.

Tableau 2 Rapport de taux de participation instantané au PQDCS après 2 ans de suivi admissible selon le profil d'actes pendant la période de pré-admissibilité

Effets	Catégories	Nombre de femmes	Rapport de taux de participation	(Intervalle de confiance à 99 %)
Mammographie bilatérale	Aucune	211 278	1,00	-
	Au moins une	257 298	3,39	(3,33 - 3,45)
<i>Pour les femmes avec au moins une mammographie bilatérale (N = 257 298)</i>				
Type d'actes liés aux seins	Seulement mammographie bilatérale	202 759	3,46	(3,39 - 3,52)
	Mammographie bilatérale et au moins un autre acte d'imagerie	31 823	3,56	(3,46 - 3,66)
	Mammographie bilatérale et au moins un acte effractif	22 716	2,69	(2,60 - 2,79)
<i>Pour les femmes avec au moins une mammographie bilatérale (N = 257 298)</i>				
Moment entre la dernière mammographie bilatérale et le début de l'admissibilité	< 1 an	130 326	3,84	(3,76 - 3,91)
	1 - 1,9 ans	64 039	3,40	(3,32 - 3,48)
	≥ 2 ans	62 933	2,63	(2,56 - 2,69)
Âge à l'admissibilité	50-54 ans	213 969	1,00	-
	55-59 ans	108 010	0,95	(0,94 - 0,97)
	60-64 ans	90 532	0,83	(0,81 - 0,84)
	65-69 ans	56 065	0,66	(0,64 - 0,68)

2.3 ACTES MÉDICAUX LIÉS AUX SEINS PENDANT LA PÉRIODE DE PRÉ-ADMISSIBILITÉ ET L'INCIDENCE DU CANCER DU SEIN CHEZ LES NON PARTICIPANTES AU PQDCS

La figure 5 présente les taux d'incidence du cancer du sein, les rapports de taux d'incidence du cancer du sein ainsi que les probabilités cumulatives d'incidence dans le temps chez les non participantes au PQDCS. Les taux d'incidence pour les femmes ayant reçu au moins une mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité sont plus élevés que ceux des femmes qui n'ont reçu aucun acte (figure 5-A). Des rapports de taux d'incidence d'environ 3,0 sont obtenus au tout début du temps de suivi. Par la suite, les rapports de taux d'incidence diminuent pour se tenir aux alentours de 1,5 à 2,0 pour le reste du temps de suivi

(figure 5-B). Les probabilités cumulatives d'incidence se séparent dès le début du suivi. Après 5 années de suivi, les femmes ayant reçu au moins une mammographie de dépistage bilatérale atteignent une probabilité cumulative d'incidence de 1,4 % (IC à 99 % : 1,4-1,5 %), alors que celle des femmes sans acte est de 0,9 % (IC à 99 % : 0,8-0,9 %) (figure 5-C).

Les rapports de taux d'incidence d'un cancer du sein chez les non participantes au PQDCS selon le profil d'actes reçus avant l'admissibilité au programme sont présentés au tableau 3. Globalement, les femmes ayant passé une mammographie bilatérale avant l'admissibilité ont un plus grand taux d'incidence du cancer du sein avant de participer au programme que celles qui n'avaient eu aucun acte médical (rapport de taux d'incidence : 1,5; IC 99 % : 1,4-1,6). De plus, le rapport de taux d'incidence augmente avec le type d'actes liés aux seins reçu par la femme. Ainsi, les femmes ayant passé une ou des mammographies bilatérales et au moins un autre acte d'imagerie ont un rapport de taux d'incidence 2,3 (IC 99 % : 2,0-2,6) fois plus grand que les femmes sans actes médicaux, alors que le rapport de taux d'incidence est 4,4 (IC 99 % : 3,9-5,0) fois plus grand chez les femmes ayant reçu au moins un acte effractif en plus de leurs mammographies bilatérales (avec ou sans autre acte d'imagerie). Le rapport de taux d'incidence d'un cancer du sein varie plus légèrement avec le moment du dernier dépistage (Khi-deux de Wald=31,0, $p<0001$), passant de 1,3 (IC 99 % : 1,1-1,4) pour les femmes ayant passé leur dernière mammographie bilatérale plus de 2 ans avant l'admissibilité comparativement à 1,6 (IC 99 % : 1,5-1,8) pour celles qui l'avaient eu dans l'année précédente.

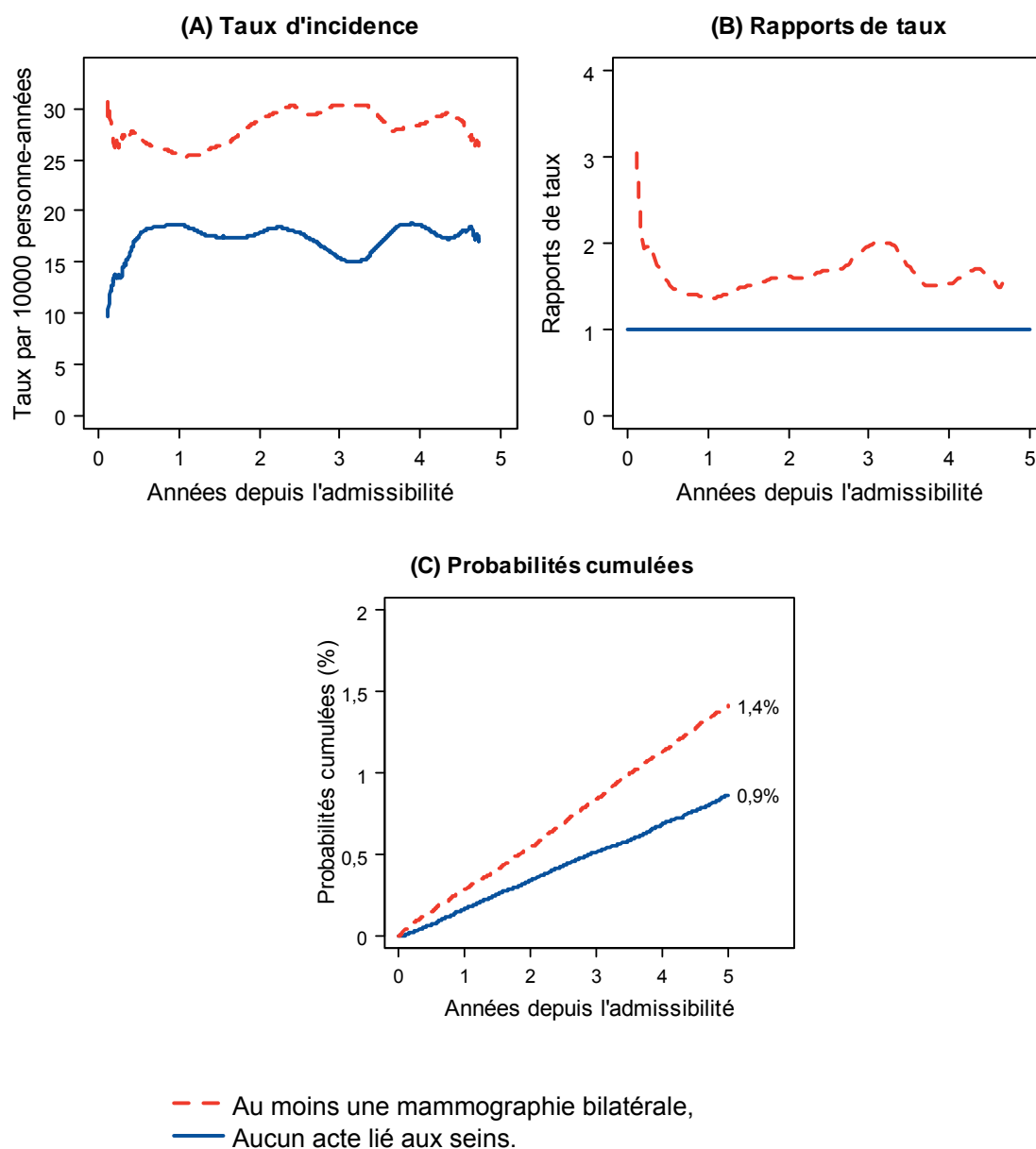


Figure 5 Incidence du cancer du sein chez les non participantes au PQDCS en fonction du temps depuis l'admissibilité selon les mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité

(A) Taux d'incidence du cancer du sein chez les non participantes au PQDCS. (B) Rapports de taux d'incidence du cancer du sein chez les non participantes au PQDCS. (C) Probabilités cumulées du taux d'incidence du cancer du sein chez les non participantes au PQDCS.

Tableau 3 Rapport de taux d'incidence du cancer du sein selon le profil d'actes pendant la période de pré-admissibilité pour les non participantes au PQDCS

Effets	Catégories	Nombre de femmes	Rapport de taux d'incidence	(Intervalle de confiance à 99 %)
Mammographie bilatérale	Aucune	372 450	1,00	-
	Au moins une	600 880	1,47	(1,36 - 1,59)
<i>Pour les femmes avec au moins une mammographie bilatérale (N = 600 880)</i>				
Type d'actes liés aux seins	Seulement mammographie bilatérale	482 902	1,24	(1,14 - 1,35)
	Mammographie bilatérale et au moins un autre acte d'imagerie	73 222	2,30	(2,03 - 2,60)
	Mammographie bilatérale et au moins un acte effractiv	44 756	4,41	(3,94 - 4,95)
<i>Pour les femmes avec au moins une mammographie bilatérale (N = 600 880)</i>				
Moment entre la dernière mammographie bilatérale et le début de l'admissibilité	< 1 an	274 550	1,63	(1,49 - 1,78)
	1 - 1,9 ans	172 592	1,43	(1,28 - 1,60)
	≥ 2 ans	153 738	1,27	(1,13 - 1,43)
Âge à l'admissibilité	50-54 ans	472 112	1,00	-
	55-59 ans	193 666	1,29	(1,18 - 1,42)
	60-64 ans	157 428	1,48	(1,35 - 1,63)
	65-69 ans	150 124	1,78	(1,60 - 1,99)

2.4 ACTES MÉDICAUX LIÉS AUX SEINS PENDANT LA PÉRIODE DE PRÉ-ADMISSIBILITÉ ET LA SURVIE AU CANCER DU SEIN CHEZ LES NON PARTICIPANTES AU PQDCS

Au total, 5 324 femmes ont eu un diagnostic de cancer du sein suite à l'admissibilité au PQDCS durant leur temps de suivi non participantes. Le suivi de ces femmes permet d'étudier les risques relatifs de décéder d'un cancer du sein suite à leur diagnostic selon le profil d'actes médicaux reçus avant l'admissibilité au programme (tableau 4). Le moment de la dernière mammographie bilatérale n'a pas été retenu dans le modèle puisqu'il n'était pas associé à la survie des non participantes et l'inclure dans le modèle ne permettait pas par la suite d'illustrer les résultats graphiquement. Globalement, les non participantes ayant passé

au moins une mammographie bilatérale avant l'admissibilité au PQDCS survivent plus longtemps au cancer du sein que celles qui n'avaient eu aucun acte, avec un risque relatif de décès par cancer du sein de 0,5 (IC 95 % : 0,4-0,6). Les différents types d'actes liés aux seins reçus ne semblent pas avoir un effet important sur la survie (Khi-deux de Wald=7,03; $p=0,0323$). En effet, les risques relatifs ne varient pas beaucoup entre les différentes catégories de type d'actes, quoique l'on décèle une tendance donnant une meilleure survie aux femmes avec des actes moins intensifs. L'âge au diagnostic ne fait pas varier la survie au cancer du sein de façon significative pour les femmes ayant eu leur diagnostic entre 50 et 64 ans. Par contre, les femmes diagnostiquées entre 65 et 69 ans ont 2,2 fois plus de chance de chance de décéder d'un cancer du sein (IC 95 % : 1,7-2,8) que les femmes diagnostiquées entre 50 et 54 ans. Les probabilités de survie prédites par le modèle, pour les femmes avec un diagnostic de cancer du sein entre 50 et 54 ans et entre 65 et 69 ans sont présentées à la figure 6.

Tableau 4 Risque relatif de décéder d'un cancer du sein selon le profil d'actes reçus pendant la période de pré-admissibilité pour les non participantes au PQDCS

Effets	Catégories	Nombre de femmes	Risque relatif	(Intervalle de confiance à 95 %)
Mammographie bilatérale	Aucune	1 670	1,00	-
	Au moins une	3 654	0,46	(0,38 – 0,55)
<i>Pour les femmes avec au moins une mammographie bilatérale (N = 3 654)</i>				
Type d'actes liés aux seins	Seulement mammographie bilatérale	2 229	0,41	(0,33 – 0,51)
	Mammographie bilatérale et au moins un autre acte d'imagerie	614	0,47	(0,34 – 0,65)
	Mammographie bilatérale et au moins un acte effractif	811	0,60	(0,46 – 0,79)
Âge à l'admissibilité	50-54 ans	1 409	1,00	-
	55-59 ans	1 369	1,18	(0,92 – 1,53)
	60-64 ans	1 227	0,91	(0,69 – 1,21)
	65-69 ans	1 319	2,15	(1,67 – 2,78)

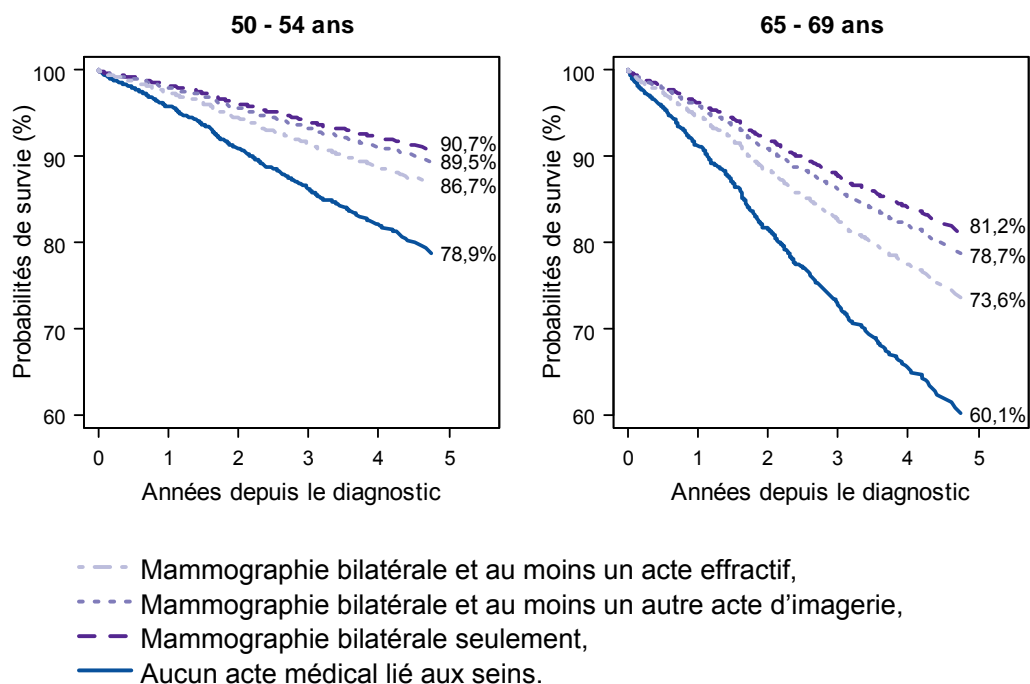


Figure 6 Probabilités de survie au cancer du sein chez les non participantes pour les femmes diagnostiquées entre 50 et 54 ans et entre 65 et 69 ans.

2.5 MAMMOGRAPHIES BILATÉRALES PENDANT LA PÉRIODE DE PRÉ-ADMISSIBILITÉ ET MAMMOGRAPHIES BILATÉRALES PENDANT LA PÉRIODE DE SUIVI ADMISSIBLE CHEZ LES NON PARTICIPANTES AU PQDCS

La figure 7 présente les taux instantanés, les rapports de taux ainsi que les probabilités cumulées en fonction du temps, correspondant au modèle étudiant la relation entre les mammographies bilatérales reçues avant l'admissibilité et la première mammographie bilatérale reçue dans la période d'admissibilité chez les non participantes au PQDCS. Les taux instantanés de première mammographie bilatérale ainsi que les probabilités cumulées d'avoir une première mammographie bilatérale dans la période de suivi sont présentés pour les femmes qui sont devenues admissibles entre 50 et 54 ans uniquement. Les rapports de taux de mammographies bilatérales dans les autres groupes d'âge (55-59 ans, 60-64 ans et 65-69 ans) sont semblables.

Pour la période de cinq ans de suivi admissible, les taux instantanés de mammographies bilatérales des femmes ayant reçu au moins une mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité sont plus élevés que ceux des femmes sans acte lié aux seins (figure 7-A). Les femmes avec au moins une mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité ont un taux de mammographie bilatérale environ 3 fois plus élevé au tout début de la période d'admissibilité comparées aux femmes sans acte pendant la période de pré-admissibilité. Après 1 an d'admissibilité, les femmes avec au moins une mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité ont un taux de mammographies bilatérales près de 5 fois plus élevé comparé à celles sans acte, pour finalement terminer à la fin du

suivi avec un rapport de taux de mammographies bilatérales dans la période d'admissibilité semblable aux femmes sans acte lié aux seins pendant la période de pré-admissibilité (figure 7-B). Après 5 années de suivi, les femmes ayant reçu au moins une mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité obtiennent une probabilité cumulée d'avoir au moins une mammographie bilatérale dans la période de suivi admissible de 26,9 % (IC à 99 % : 26,6-27,1 %). Cette probabilité cumulée est seulement de 9,6 % (IC à 99 % : 9,4-9,7 %) chez les femmes sans actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité (figure 7-C).

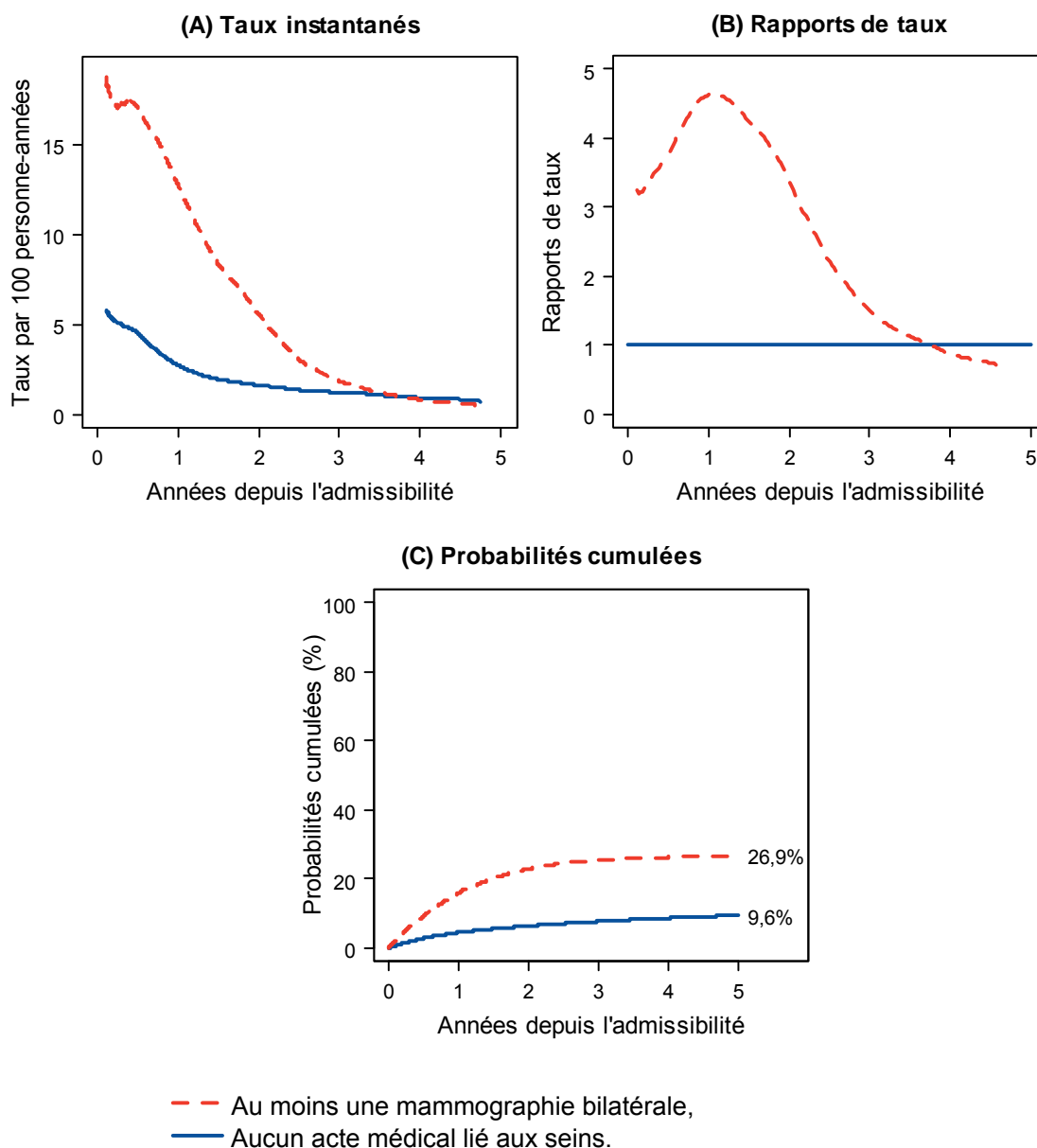


Figure 7 Mammographies bilatérales pendant la période de suivi chez les non participantes au PQDCS en fonction du temps depuis l'admissibilité selon les mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité

(A) Taux instantané de la première mammographie bilatérale chez les femmes devenues admissibles entre 50 et 54 ans*. (B) Rapports de taux de mammographies bilatérales dans la période d'admissibilité. (C) Probabilités cumulées d'avoir au moins une mammographie bilatérale dans la période d'admissibilité pour les femmes devenues admissibles entre 50 et 54 ans.

* Les courbes pour les autres groupes d'âge sont obtenues en multipliant les courbes représentées pour les 50-54 ans par le rapport de taux de mammographies bilatérales correspondant pour le groupe d'âge désiré. Le rapport de taux de mammographies bilatérales pour les groupes d'âge 55-59 ans, 60-64 ans et 65-69 ans comparé aux 50-54 ans est respectivement de 1,02, 1,02 et 0,96.

DISCUSSION

Les femmes qui ont passé au moins une mammographie bilatérale avant de devenir admissibles au PQDCS participent davantage au programme que celles qui n'ont reçu aucun acte médical lié aux seins pendant la période de pré-admissibilité. Le fait d'avoir eu au moins un autre acte d'imagerie en plus de la mammographie bilatérale ne semble pas avoir un effet important sur la participation au programme. Cependant, les femmes ayant eu au moins un acte effractif ont des taux de participation au PQDCS plus faibles que les femmes ayant passé seulement une mammographie bilatérale. Les taux de participation de ces femmes demeurent tout de même plus élevés que les femmes n'ayant reçu aucun acte médical lié aux seins pendant la période de pré-admissibilité. L'expérience de mammographie avant de devenir éligible au PQDCS influence non seulement le fait de participer ou de ne pas participer au PQDCS, mais également le moment où une femme tend à commencer à participer au dépistage. Pour les femmes qui avaient déjà passé une mammographie bilatérale avant d'être admissibles, le maximum du taux de participation instantané au programme est atteint à différents moments du suivi respectant le délai de deux ans recommandé entre les dépistages. Par ailleurs, le fait d'avoir eu des mammographies bilatérales avant l'admissibilité au PQDCS est associé à une augmentation de l'incidence du cancer du sein mais aussi à une amélioration de la survie chez les non participantes au PQDCS. Finalement, les femmes ayant au moins une mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité ont une plus grande chance d'avoir une mammographie bilatérale après être devenues admissibles au PQDCS comparées à celles sans acte pendant la période de pré-admissibilité. Une certaine proportion de ces mammographies bilatérales est possiblement des mammographies de dépistage faites hors PQDCS.

Les femmes ayant reçu des actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité ont tendance à participer davantage au PQDCS. Les femmes ayant reçu des actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité ont toutes passé au moins une mammographie bilatérale. Cette mammographie peut correspondre à une mammographie de dépistage (chez une femme asymptomatique) ou bien à une mammographie diagnostique pour l'investigation d'un signe ou d'un symptôme chez la femme. Puisqu'une importante proportion des femmes (62 %) ont passé au moins une mammographie bilatérale avant de devenir admissibles au PQDCS, on peut supposer qu'une majorité de ces femmes avait recours à du dépistage opportuniste avant la mise en place du PQDCS. Ces femmes, ayant déjà recours aux mammographies bilatérales avant la mise en place du programme, ont par la suite eu tendance à continuer d'avoir des mammographies de dépistage mais dans le cadre du PQDCS. Il est possible que les femmes qui ont des mammographies bilatérales avant de devenir admissibles au PQDCS soient déjà plus sensibilisées au dépistage, et peut-être aussi plus sensibilisées à la prévention et aux saines habitudes de vie. Certaines études semblent démontrer que l'utilisation de la mammographie est associée à d'autres comportements préventifs en matière de santé, comme d'avoir des antécédents de comportement de dépistage (par exemple un test Pap ou un examen clinique des seins), de faire de l'exercice régulièrement, de ne pas fumer et de consulter un médecin (6, 10, 15-18).

Les femmes ayant reçu des mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité pourraient également participer davantage au PQDCS parce que ces femmes sont toutes suivies par un médecin. Les femmes ayant eu au moins un acte médical lié aux seins pendant la période de pré-admissibilité ont sûrement accès à un médecin puisqu'il est nécessaire d'avoir une prescription médicale pour passer une mammographie bilatérale durant cette période. Selon la littérature, les facteurs les plus déterminants dans l'utilisation de la mammographie de dépistage sont d'avoir accès à un médecin et d'avoir une recommandation de passer une mammographie de dépistage par un médecin (4, 6, 10, 18). Les médecins semblent recommander davantage une mammographie de dépistage pour les femmes ayant déjà eu une mammographie dans le passé ou un examen clinique des seins (4). Une étude publiée par Statistique Canada (18) utilisant les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) démontre qu'environ 82 % des femmes canadiennes âgées de 50 à 69 ans avaient un médecin de famille et avaient consulté leur médecin au cours de l'année précédente. Seulement 4 % des femmes avaient déclaré ne pas avoir de médecin de famille et n'avaient pas consulté un omnipraticien au cours de l'année précédente. Le fait de n'avoir pas de médecin de famille et de n'avoir pas consulté un médecin au cours de l'année précédente était fortement associé à la déclaration des femmes de ne pas avoir passé de mammographie au cours des deux dernières années (rapport de cote = 9,0, intervalle de confiance à 95 % de 6,0 à 13,5, groupe de référence : les femmes avec un médecin de famille et ayant consulté un médecin au cours de l'année précédente).

Les femmes ayant eu au moins une mammographie bilatérale et des actes effrectifs comme une ponction cytologique ou une biopsie participent davantage au PQDCS comparées aux femmes n'ayant reçu aucun acte médical lié aux seins pendant la période de pré-admissibilité. Cependant, les femmes ayant eu une ou des mammographies bilatérales et au moins un acte effrectif semblent moins participer au PQDCS comparées aux femmes avec seulement des actes d'imagerie (seulement des mammographies bilatérales ou des mammographies bilatérales et au moins un autre acte d'imagerie). Puisque l'on peut supposer que la majorité des mammographies bilatérales avant l'implantation du PQDCS était en fait des mammographies de dépistage, alors les actes effrectifs suivant les mammographies bilatérales peuvent être considérés comme étant des actes d'investigation suite à un résultat de mammographie de dépistage anormal.

Des études antérieures ont évalué l'association entre le résultat de la mammographie de dépistage (normal ou anormal) et la participation subséquente au dépistage; les résultats semblent être contradictoires. Certaines études suggèrent que les femmes avec un résultat faussement positif (4, 19), et même celles avec des actes effrectifs à l'investigation telle une biopsie (20), reviennent davantage passer une mammographie de dépistage comparées à celles dont le résultat de la mammographie était normal. Une des hypothèses sous-jacentes à ces résultats est que l'anxiété des femmes face au cancer du sein augmente chez celles avec un résultat faussement positif et qu'un plus haut niveau d'anxiété est associé à une augmentation de l'utilisation de la mammographie de dépistage (21, 22). Toutefois, une méta-analyse publiée en 2007 (19) apporte des nuances à ces résultats. Les femmes des États-Unis ayant reçu un résultat faussement positif à la mammographie semblent bien être plus susceptibles de retourner passer une mammographie de dépistage que celles ayant

reçu un résultat de mammographie normal. Cependant, cette association n'était pas statistiquement significative pour les femmes européennes et était à l'inverse pour les femmes canadiennes. Les femmes canadiennes avec un résultat faussement positif auraient moins tendance à revenir pour une mammographie de dépistage comparées aux femmes avec un résultat normal. Toutefois, ces résultats concernant les femmes canadiennes sont basés seulement sur deux études et certaines questions ont été soulevées à propos de la possibilité de données manquantes par rapport aux actes de dépistage (19, 23). Une autre étude canadienne publiée après cette méta-analyse arrive à des résultats similaires, c'est-à-dire que les femmes avec un résultat de mammographie anormal avaient moins tendance à revenir passer une mammographie de dépistage dans le programme (24). Les résultats de notre étude semblent être similaires aux résultats de ces études portant sur les femmes canadiennes. Il est toutefois difficile de cerner les raisons pour lesquelles les femmes canadiennes agiraient différemment des femmes américaines ou européennes.

L'expérience de mammographie avant de devenir éligible au PQDCS influence non seulement le fait de participer ou de ne pas participer au PQDCS, mais également le moment où une femme tend à commencer à participer au dépistage. Ainsi, les femmes qui avaient passé une mammographie bilatérale 2 ans et plus avant d'être admissibles ont un taux maximum de participation au dépistage immédiatement après le début de leur admissibilité, alors que celles qui avaient eu leur mammographie bilatérale dans l'année précédent leur admissibilité vont plutôt participer à un plus fort taux après deux années de suivi. Certaines femmes avec mammographie bilatérale dans l'année qui précède leur éligibilité au PQDCS ne se présentent pas lors de leur première invitation au dépistage mais répondront plutôt à leur deuxième invitation deux ans plus tard. Ainsi, l'évaluation de la première invitation au programme (comme par exemple l'évaluation de l'effet de l'envoi de la première lettre d'invitation) dépendrait non seulement des mammographies passées pendant la période de pré-admissibilité des femmes, mais aussi de l'intervalle de temps depuis la dernière mammographie.

Parmi les non participantes, celles avec au moins une mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité ont un taux d'incidence du cancer du sein plus élevé que celles qui n'avaient eu aucun acte. Cette augmentation de l'incidence peut être liée à deux raisons principales. Premièrement, les femmes qui passent des mammographies de dépistage sont souvent plus à risque de la maladie que celles qui ne passent pas de mammographie. En effet, la littérature démontre que les femmes qui ont des antécédents de maladie bénigne du sein ou une histoire familiale de cancer du sein constituent un groupe de femmes plus à risque de développer un cancer du sein (25-29) et semblent utiliser davantage les mammographies de dépistage (2-6). Deuxièmement, cette augmentation d'incidence peut être liée à une fréquence plus élevée de dépistage opportuniste. Les femmes avec une ou des mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité semblent continuer de passer des mammographies bilatérales après être devenues admissibles même si elles obtiennent ces mammographies en dehors du PQDCS. Ces résultats appuient l'hypothèse selon laquelle une bonne partie des mammographies bilatérales reçues pendant la période de pré-admissibilité sont en fait des mammographies de dépistage opportuniste, et que ce dépistage opportuniste se poursuit même après l'admissibilité de la femme au PQDCS. À cet effet, il est probable que certaines femmes, même après le début de leur admissibilité et de

la disponibilité du programme, continuent de passer des mammographies de dépistage sous le couvert de mammographies bilatérales. Par exemple, une femme peut être habituée d'aller à une clinique radiologique particulière et préférer continuer de fréquenter cette même clinique, même si celle-ci n'est pas accréditée pour effectuer des mammographies de dépistage dans le cadre du PQDCS. Ou encore, une femme fréquentant un centre de dépistage désigné peut refuser de participer au PQDCS. Dans ces situations, la mammographie de dépistage hors programme est codée comme étant une mammographie bilatérale. Le fait d'avoir du dépistage hors programme entraîne nécessairement une augmentation de l'incidence du cancer du sein chez ces femmes non participantes, cette augmentation de l'incidence étant liée au devancement des diagnostics de cancer du sein dans la population dépistée (30) et aussi, possiblement, au surdiagnostic (31).

Chez les non participantes au PQDCS, la survie au cancer du sein est liée au profil des actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité, même si un cancer du sein est diagnostiqué après que la femme soit devenue éligible. Par exemple, la survie à 5 ans pour un cancer du sein diagnostiqué entre 50 et 54 ans chez celles qui avaient eu une mammographie bilatérale (sans autre acte) pendant la période de pré-admissibilité au PQDCS est de 90,7 %. Par contre, chez les femmes qui n'avaient subi aucun acte lié aux maladies du sein pendant la période de pré-admissibilité, la survie à 5 ans n'est que de 78,9 %. Cette meilleure survie peut s'expliquer de différentes façons. Premièrement, si les femmes ayant reçu des mammographies bilatérales pendant la période de pré-admissibilité reçoivent des mammographies de dépistage hors de la filière du dépistage organisé durant la période de suivi admissible, alors l'augmentation de la survie chez ces femmes peut être expliquée par un biais lié au temps de devancement ou un biais lié aux cas de longue durée (30). Deuxièmement, il est possible que les femmes ayant reçu au moins une mammographie bilatérale pendant la période de pré-admissibilité suivent davantage les recommandations concernant leur traitement, ayant ainsi une meilleure conformité aux traitements proposés. Des traitements plus efficaces résulteraient en une augmentation réelle de la survie au cancer du sein chez ce groupe de femmes.

Ces résultats démontrent clairement que les actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité sont associés à une participation plus grande au PQDCS de même qu'à une incidence et une survie au cancer du sein plus élevées chez les non participantes. De telles associations montrent définitivement que le profil d'utilisation des actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité peut biaiser l'association entre la participation au PQDCS et la mortalité par cancer du sein. Cependant, la direction finale et l'ampleur de ce biais sont moins claires. Certaines associations pourraient entraîner une surestimation tandis que d'autres une sous-estimation de l'effet du programme. Une des méthodes utilisées pour estimer l'impact du programme sur la mortalité se fait à l'aide d'un nombre de décès attendus chez les participantes au PQDCS (1). Ce nombre est estimé à partir des taux d'incidence et des probabilités de survie observés chez les non participantes au programme. Les résultats de la présente étude démontrent que pour les non participantes, les taux d'incidence du cancer du sein de même que les probabilités de survie au cancer du sein sont plus élevés chez les femmes ayant reçu des actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité que chez celles sans acte. Si l'on considère seulement l'association entre les actes médicaux liés aux seins et les taux

d'incidence du cancer du sein, les analyses sans ajustement résulteraient en une sous-estimation du nombre de décès attendus et à une sous-estimation de l'effet du dépistage. Au contraire, si l'on considère seulement l'association entre les actes médicaux liés aux seins et les probabilités de survie au cancer du sein, alors les analyses sans ajustement résulteraient en une surestimation du nombre de décès attendus et à une surestimation de l'effet du dépistage. Toutefois, l'effet conjoint d'une augmentation à la fois des taux d'incidence et des probabilités de survie sur le nombre de décès attendus n'est pas connu, et par le fait même, l'effet confondant sur l'association entre la participation au PQDCS et la réduction de mortalité ne peut être facilement déduit. L'ampleur de la sous-estimation ou de la surestimation pourrait être forte au faible.

En conclusion, les actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité sont associés à une participation plus grande au PQDCS de même qu'à une incidence et une survie au cancer du sein plus élevées. Les analyses de l'effet du PQDCS sur la mortalité par cancer du sein devront donc être réalisées en ajustant pour le profil des actes médicaux liés aux seins. Une nouvelle étude de l'effet du PQDCS sur la mortalité par cancer du sein est prévue dès la disponibilité des données des décès de 2008 soit pour la période de 10 ans suivant la mise en place du PQDCS. Cette nouvelle analyse devrait prévoir l'ajustement pour les actes médicaux liés aux seins pendant la période de pré-admissibilité au programme.

RÉFÉRENCES

1. Vandal N, Daigle JM, Hébert-Croteau N et coll. Évolution de la mortalité par cancer du sein depuis l'implantation du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS). Institut national de santé publique du Québec, 2009; 16 p.
2. Lagerlund M, Sparen P, Thurfjell E et coll. Predictors of non-attendance in a population-based mammography screening programme; socio-demographic factors and aspects of health behaviour. *Eur J Cancer Prev* 2000; 9: 25-33.
3. Threlfall AG, Woodman CB. Risk of breast cancer in women who attend the NHS breast screening programme: cohort study. *BMJ* 2001;323:140.
4. International Agency for Research on Cancer. Breast cancer screening. IARC Press Lyon, 2002; 229 p.
5. Sabatino SA, Burns RB, Davis RB et coll. Breast carcinoma screening and risk perception among women at increased risk for breast carcinoma: results from a national survey. *Cancer* 2004; 100: 2338-46.
6. Schueler KM, Chu PW, Smith-Bindman R. Factors associated with mammography utilization: a systematic quantitative review of the literature. *J Womens Health (Larchmt.)* 2008; 17: 1477-98.
7. Moss SM, Summerley ME, Thomas BT et coll. A case-control evaluation of the effect of breast cancer screening in the United Kingdom trial of early detection of breast cancer. *J Epidemiol Community Health* 1992; 46: 362-4.
8. Duffy SW, Cuzick J, Tabar L et coll. Correcting for non-compliance bias in case-control studies to evaluate cancer screening programmes. *App Stats* 2002; 51: 235-43.
9. Phillips N, Coldman A. Comparison of nonbreast cancer incidence, survival and mortality between breast screening program participants and nonparticipants. *Int J Cancer* 2008; 122: 197-201.
10. Hanson K, Montgomery P, Bakker D et coll. Factors influencing mammography participation in Canada: an integrative review of the literature. *Curr Oncol* 2009; 16: 65-75.
11. Brisson J, Major D, Pelletier É. Évaluation de l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec. Institut national de santé publique Québec, 2003; 35 p.
12. Rothman KJ, Greenland S, Lash TL. Modern Epidemiology. 3rd ed. Lippincott Williams & Wilkins, USA, 2008: 758p.
13. Klein J, Moeschberger M. Survival analysis: Techniques for censored and truncated data. Springer-Verlag New York, USA, 2003; 536 p.
14. R Development Core Team. R: A language and environment for statistical computing (version 2.9). R Foundation for Statistical Computing, 2009.

15. Vernon SW, Laville EA, Jackson GL. Participation in breast screening programs: a review. *Soc Sci Med* 1990; 30: 1107-18.
16. Rakowski W, Rimer BK, Bryant SA. Integrating behavior and intention regarding mammography by respondents in the 1990 National Health Interview Survey of Health Promotion and Disease Prevention. *Public Health Rep* 1993; 108: 605-24.
17. Fredman L, Sexton M, Cui Y et coll. Cigarette smoking, alcohol consumption, and screening mammography among women ages 50 and older. *Prev Med* 1999; 28: 407-17.
18. Shields M, Wilkins K. Le point sur la mammographie au Canada. 2009. Rapports sur la santé, Statistique Canada 2009; 20 (3): 14 p.
19. Brewer NT, Salz T, Lillie SE. Systematic review: the long-term effects of false-positive mammograms. *Ann Intern Med* 2007; 146: 502-10.
20. Pisano ED, Earp J, Schell M et coll. Screening behavior of women after a false-positive mammogram. *Radiology* 1998; 208: 245-9.
21. McCaul KD, Branstetter AD, Schroeder DM et coll. What is the relationship between breast cancer risk and mammography screening? A meta-analytic review. *Health Psychol* 1996; 15: 423-9.
22. Vernon SW. Risk perception and risk communication for cancer screening behaviors: a review. *JNCI Monogr* 1999; 101-19.
23. Chiarelli AM, Moravan V, Halapy E et coll. False-positive result and reattendance in the Ontario Breast Screening Program. *J Med Screen* 2003; 10: 129-33.
24. Decker KM. Retention of screened women in the Manitoba Breast Screening Program. *Can J Public Health* 2008; 99: 216-20.
25. London SJ, Connolly JL, Schnitt SJ et coll. A prospective study of benign breast disease and the risk of breast cancer. *JAMA* 1992; 267: 941-4.
26. McDivitt RW, Stevens JA, Lee NC et coll. Histologic types of benign breast disease and the risk for breast cancer. *Cancer* 1992; 69: 1408-14.
27. Dupont WD, Parl FF, Hartmann WH et coll. Breast cancer risk associated with proliferative breast disease and atypical hyperplasia. *Cancer* 1993; 71: 1258-65.
28. Marshall LM, Hunter DJ, Connolly JL et coll. Risk of breast cancer associated with atypical hyperplasia of lobular and ductal types. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 1997; 6: 297-301.
29. Collaborative Group on Hormonal Factors in Breast Cancer. Familial breast cancer: collaborative reanalysis of individual data from 52 epidemiological studies including 58,209 women with breast cancer and 101,986 women without the disease. *Lancet* 2001; 358: 1389-99.

30. Morrison AS. Screening in chronic disease. Second Edition, Oxford University Press, New York, 1992; 254 p.
31. Biesheuvel C, Barratt A, Howard K et coll. Effects of study methods and biases on estimates of invasive breast cancer overdetected with mammography screening: a systematic review. *Lancet Oncol* 2007; 8: 1129-38.

ANNEXE

Catégorisation des actes de mammographie, de confirmation diagnostique et de traitements chirurgicaux obtenus par la RAMQ

Code d'acte	Description de l'acte¹
Mammographie de dépistage¹	
8078	Mammographie de dépistage unilatérale (50-69 ans)
8079	Mammographie de dépistage bilatérale (50-69 ans)
8134	Mammographie de dépistage sélectif pour les femmes de 40 à 49 ans ou de 70 ans et plus, unilatérale
8135	Mammographie de dépistage sélectif pour les femmes de 40 à 49 ans ou de 70 ans et plus, bilatérale
8145	Mammographie de dépistage unilatérale (unité mobile de mammographie)
8146	Mammographie de dépistage bilatérale (unité mobile de mammographie)
Mammographie bilatérale	
8049	Mammographie diagnostique sans examen clinique bilatérale
8071	Mammographie diagnostique avec examen clinique bilatérale
8130	Cliché supplémentaire bilatéral (35-49 ans et 70 ans et plus)
8141	Mammographie sans examen clinique bilatérale
8143	Mammographie avec examen clinique, bilatérale
8104	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires : bilatérale (remplace 8089) (ancien code)
8073	Cliché supplémentaire bilatéral (50-69 ans) (remplace 8104)
8206	Mammographie bilatérale (ancien code)
Mammographie unilatérale	
8048	Mammographie diagnostique sans examen clinique unilatérale
8070	Mammographie diagnostique avec examen clinique unilatérale
8072	Cliché supplémentaire unilatéral (50-69 ans) (remplace 8103)
8089	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires (ancien code)
8103	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 50 à 69 ans), clichés supplémentaires: unilatérale (remplace 8089) (ancien code)
8129	Cliché supplémentaire unilatéral (35-49 ans et 70 ans et plus)
8137	Mammographie diagnostique suite à un dépistage systématique (pour les femmes âgées de 40 à 49 ans ou 70 ans et plus), clichés supplémentaires (ancien code)
8140	Mammographie sans examen clinique unilatérale
8142	Mammographie avec examen clinique, unilatérale
8205	Mammographie unilatérale (ancien code)

¹ Manuel des médecins spécialistes, Régie de l'assurance maladie du Québec, Service des communications (Publications), Québec, 2001.

¹ Ces codes n'existaient pas avant l'implantation du PQDCS.

Catégorisation des actes de mammographie, de confirmation diagnostique et de traitements chirurgicaux obtenus par la RAMQ

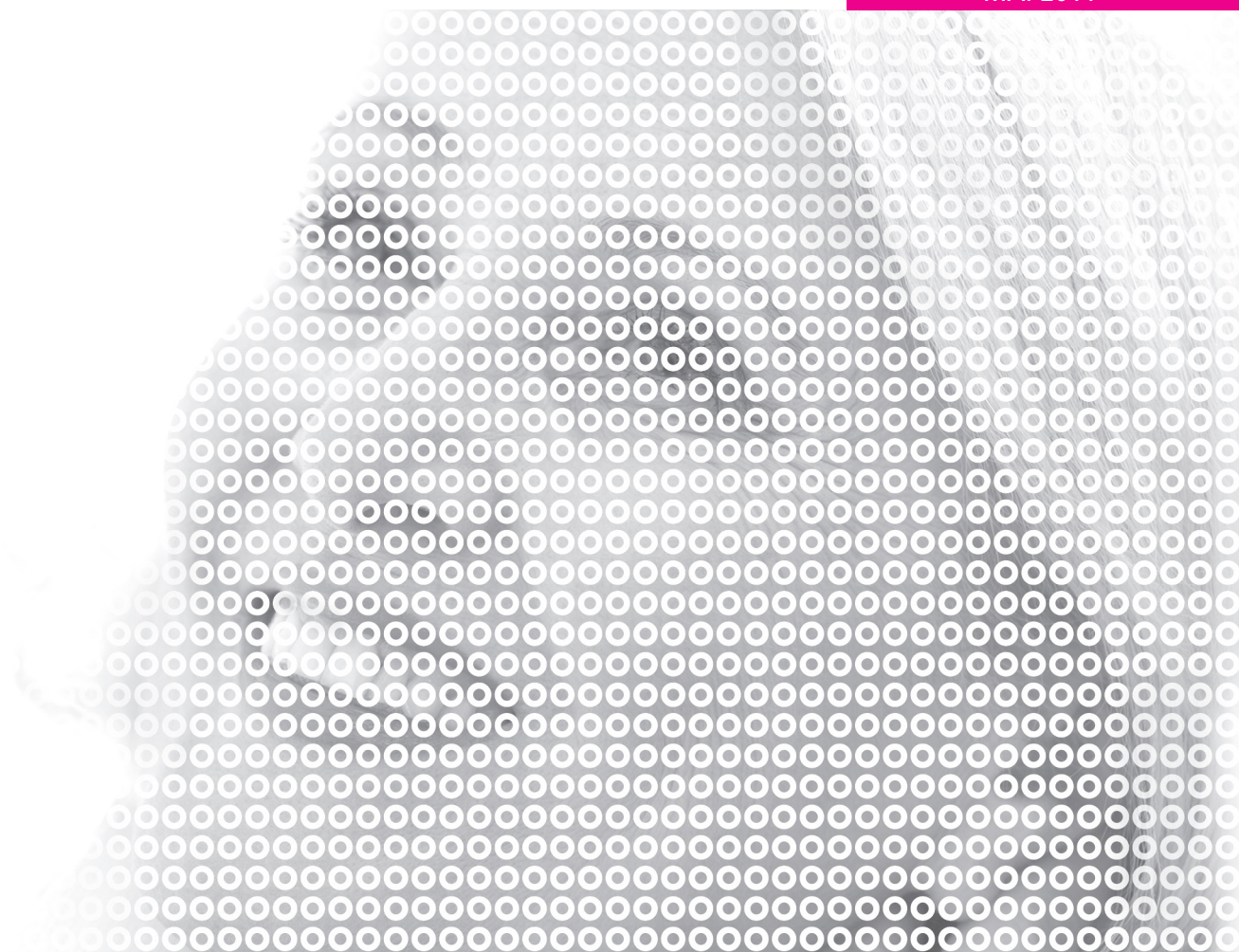
Code d'acte	Description de l'acte¹
Échographie	
8333	Échographie de surface du sein par sein
Ponction à l'aiguille fine	
0594	Ponction : kyste mammaire
0798	Biopsie du sein (à l'aiguille), une ou plusieurs
1011	Seins, incision : drainage d'abcès mammaire, unique ou à logettes
0847	Ponction de kyste mammaire avec aspiration sous contrôle échographique ou stéréotaxique incluant, le cas échéant, l'injection d'air et/ou la mammographie après ponction
0848	Ponction et/ou biopsie mammaire d'une masse palpable ou non palpable à l'aiguille fine (cyto-ponction) sous guidage échographique ou stéréotaxique incluant la mammographie de contrôle, le cas échéant
Biopsie guidée	
0551	Biopsie d'une masse mammaire non palpable avec un appareil dédié (plaque de compression quadrillée ou stéréotaxie), incluant la mammographie effectuée le même jour, le cas échéant.
0561	Localisation d'une masse mammaire non palpable, avec un appareil dédié (plaque de compression quadrillée ou stéréotaxie) incluant la mammographie postlocalisation et la biopsie, le cas échéant (localisation si biopsie ouverte le même jour)
0849	Biopsie au trocart d'une masse mammaire palpable ou non palpable avec prélèvement de carottes sous guidage échographique ou stéréotaxique incluant la mammographie de contrôle, le cas échéant
9470	Biopsie/cytologie à l'aiguille, par voie transcutanée, sous guidage échoscopique, fluoroscopique ou scanographique mammaire : localisation ou biopsie d'une masse mammaire palpable ou les 2
Biopsie ouverte	
1173	Sein (excision) : biopsie multiple du sein (sein, mammaire interne, axillaire, etc.)
1174	Sein (excision) : tumeur ou fragment tissulaire pour biopsie unique ou multiple
1175	Exérèse d'un kyste, d'un fibroadénome ou de toutes autres tumeurs bénignes de tissus anormaux du sein d'une lésion du canal excrétoire ou d'une lésion du mamelon y compris toutes autres mammectomies partielles chez l'homme ou chez la femme
1201	Biopsie ouverte unique ou multiple, par la même incision pour lésion bénigne ou maligne du sein
1202	Biopsie excisionnelle stéréotaxique du sein comprenant toute la procédure technique Note : peut inclure ABBI ou mammotome
1203	Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion bénigne
1204	Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion maligne
1205	Tumorectomie ou mastectomie partielle pour lésion bénigne ou maligne (remplace 1203-1204 en avril 2001)
1229	Mastectomie partielle

Catégorisation des actes de mammographie, de confirmation diagnostique et de traitements chirurgicaux obtenus par la RAMQ

Code d'acte	Description de l'acte¹
Traitement associé au cancer du sein	
1228	(suite de 1205 : Tumorectomie ou mastectomie partielle) avec évidement radical de l'aisselle pour lésion maligne
1230	Mastectomie simple ou totale
1231	Mastectomie radicale ou radicale modifiée
1232	Mastectomie radicale avec évidement mammaire interne
1235	Excision du mamelon
4240	Évidement : Ganglions lymphatiques, région axillaire
4199	Exérèse d'un ou plusieurs ganglion(s) sentinelles(s) au même site, comprenant toute la procédure d'identification et de localisation, n'incluant pas la dissection radicale
8538	Curiethérapie (sein)
Traitement adjuvant	
0734	Chimiothérapie intraveineuse (injection d'une ou plusieurs substances antinéoplasiques)
8511	Planification du traitement par radiations lésions non cutanées
8553	Planification du traitement par radiations à l'aide de tomodensitométrie lésions non cutanées

ÉVOLUTION DE LA DÉTECTION PRÉCOCE, L'INVESTIGATION, LE TRAITEMENT ET LA SURVIE CHEZ LES FEMMES AVEC UN CANCER DU SEIN DIAGNOSTIQUÉ ENTRE 1993 ET 2003 AU QUÉBEC

MAI 2011



Institut national de santé publique du Québec

ÉVOLUTION DE LA DÉTECTION PRÉCOCE, L'INVESTIGATION, LE TRAITEMENT ET LA SURVIE CHEZ LES FEMMES AVEC UN CANCER DU SEIN DIAGNOSTIQUÉ ENTRE 1993 ET 2003 AU QUÉBEC

MAI 2011

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services
Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

*Institut national
de santé publique*

Québec 

AUTEURS

Linda Perron, m.d., FRCP, Ph. D.

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Centre hospitalier affilié universitaire de Québec (CHAUQ)

Hôtel-Dieu de Lévis

Département de médecine sociale et préventive, Université Laval

Diane Major, Ph. D.

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Unité de recherche en santé des populations, Centre hospitalier affilié universitaire de Québec (CHAUQ)

Département de médecine sociale et préventive, Université Laval

Nicole Hébert-Croteau, m.d., Ph. D.

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Centre de recherche, Hôpital Charles-Lemoyne

Jacques Brisson, m.d., D.Sc.

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Unité de recherche en santé des populations et Centre des maladies du sein Deschênes-Fabia, Centre hospitalier affilié universitaire de Québec (CHAUQ)

Département de médecine sociale et préventive, Université Laval

SECRETARIAT

Sylvie Muller

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

ARCHIVISTES MÉDICALES

Karine Pinard

Roxanne Desharnais

Luce Beaulieu

Nadia Hébert

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

STATISTICIENS

Caroline Bédard

Jean-Marc Daigle

Pastelle Ladouceur-Kègle

Valérie Roy

Nathalie Vandal

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec au : <http://www.inspq.qc.ca>.

Les reproductions à des fins d'étude privée ou de recherche sont autorisées en vertu de l'article 29 de la Loi sur le droit d'auteur. Toute autre utilisation doit faire l'objet d'une autorisation du gouvernement du Québec qui détient les droits exclusifs de propriété intellectuelle sur ce document. Cette autorisation peut être obtenue en formulant une demande au guichet central du Service de la gestion des droits d'auteur des Publications du Québec à l'aide d'un formulaire en ligne accessible à l'adresse suivante : <http://www.droitauteur.gouv.qc.ca/autorisation.php>, ou en écrivant un courriel à : droit.auteur@cspq.gouv.qc.ca.

Les données contenues dans le document peuvent être citées, à condition d'en mentionner la source.

DÉPÔT LÉGAL – 2^e TRIMESTRE 2011

BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES NATIONALES DU QUÉBEC

BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES CANADA

ISBN : 978-2-550-62062-4 (VERSION IMPRIMÉE)

ISBN : 978-2-550-62063-1 (PDF)

©Gouvernement du Québec (2011)

REMERCIEMENTS

Cette étude a été financée par le ministère de la Santé et des Services sociaux (Direction générale de la santé publique et Direction générale des services de santé et médecine universitaire) et par Santé Canada.

Les auteurs remercient vivement les réviseurs externes pour leurs précieuses suggestions et leur contribution à la qualité générale et à la rigueur de ce document :

D^r Jean Robert, chirurgien général, Hôpital du Saint-Sacrement (CHAUQ);

D^{re} Julie Lemieux, hémato-oncologue, Hôpital du Saint-Sacrement (CHAUQ).

Les personnes suivantes ont aussi contribué à la préparation de ce rapport en fournissant soutien, information et conseils, et nous leur adressons tous nos remerciements :

M^{me} Marie-Claude Giguère, Régie de l'assurance maladie du Québec;

M. Michel Beaupré, ministère de la Santé et des Services sociaux.

Les auteurs assument l'entière responsabilité de la forme et du contenu définitifs du présent document. Les conclusions et recommandations ne reflètent pas forcément les opinions des lecteurs externes ou des autres personnes consultées dans le cadre de cette étude.

Enfin, les auteurs sont très reconnaissants auprès des directeurs des services professionnels et des services des archives des établissements qui ont accepté de participer à cette étude pour l'indéfectible soutien accordé à l'équipe au cours de la collecte des données.

Centre hospitalier Beauce-Etchemin

Centre hospitalier d'Amqui

Centre hospitalier de Jonquière

Centre hospitalier de la région de l'Amiante

Centre hospitalier de l'Archipel

Centre hospitalier de St. Mary

Centre hospitalier Hôtel-Dieu d'Amos

Centre hospitalier Laurentien

Centre hospitalier régional de Lanaudière

Centre hospitalier régional de Rimouski

Centre hospitalier régional de Sept-Îles

Centre hospitalier régional de Trois-Rivières (Pavillon St-Joseph)

Centre hospitalier régional du Grand-Portage

Hôpital Anna-Laberge

Hôpital Barrie Memorial

Hôpital Brome-Missisquoi-Perkins

Hôpital Charles LeMoyne

Hôpital de Chicoutimi

Hôpital de Gatineau

Hôpital de Hull
Hôpital de la Cité-de-la-Santé
Hôpital de La Malbaie
Hôpital de Lachine
Hôpital de LaSalle
Hôpital de l'Enfant Jésus
Hôpital de Maria
Hôpital de Papineau
Hôpital de St-Eustache
Hôpital de Val-d'Or
Hôpital du Haut-Richelieu
Hôpital du Sacré-Cœur de Montréal
Hôpital du Saint-Sacrement
Hôpital Fleurimont
Hôpital général de Montréal
Hôpital général du Lakeshore
Hôpital général juif - Sir Mortimer B. Davis
Hôpital Honoré-Mercier
Hôpital Hôtel-Dieu de Gaspé
Hôpital La Providence
Hôpital Le Royer
Hôpital Maisonneuve-Rosemont
Hôpital Notre-Dame
Hôpital Pierre-Boucher
Hôpital Pierre-Le Gardeur
Hôpital Royal Victoria
Hôpital Sainte-Croix
Hôpital Saint-François d'Assise
Hôpital Santa Cabrini
Hôtel-Dieu d'Arthabaska
Hôtel-Dieu de Lévis
Hôtel-Dieu de Montmagny
Hôtel-Dieu de Montréal
Hôtel-Dieu de Québec
Hôtel-Dieu de Roberval
Hôtel-Dieu de Sherbrooke
Hôtel-Dieu de Sorel
Hôtel-Dieu de St-Jérôme
Institut universitaire de cardiologie et de pneumologie de Québec (Hôpital Laval)

PRÉFACE

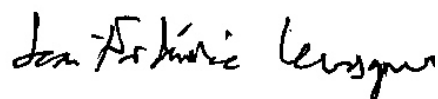
Depuis 1990, diverses initiatives ayant pour objectif de lutter contre le cancer du sein ont vu le jour au Québec. La diffusion de nombreux guides de pratique, l'élaboration du Programme québécois de lutte contre le cancer et l'implantation et, depuis mai 1998, du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) ont sans doute contribué à la mise en place d'une approche intégrée de lutte contre le cancer du sein. Ces initiatives s'inscrivent dans la poursuite de la systématisation des pratiques cliniques visant à accroître leur impact sur la santé des femmes à risque de développer un cancer du sein et de celles qui en sont atteintes.

L'Institut national de santé publique du Québec soutient ces initiatives par la création de connaissances qui documentent les interventions réalisées à ce jour. Le présent rapport étudie en détail l'évolution des cas de cancer du sein déclarés au Québec en 1993, 1998 et 2003. Il apporte des connaissances scientifiques qui permettent un éclairage sur la sévérité de la maladie, les pratiques d'investigation et de traitement, les délais des principales étapes de soins et les probabilités de survie.

Les données de ce rapport reposent sur un échantillonnage aléatoire d'environ 20 % de tous les cancers du sein déclarés au Québec en 1993, 1998 et 2003. Les principaux constats de cette analyse sont :

- Les chances de survie des Québécoises atteintes de cancer se sont améliorées durant la période de l'analyse;
- les différents groupes d'âge ont sensiblement les mêmes chances de survie à la suite du diagnostic de cette maladie;
- la concordance est élevée entre les traitements prodigués et les recommandations cliniques, et;
- le délai entre la confirmation diagnostique et la chirurgie semble s'être allongé de façon générale durant la période de l'analyse.

Ainsi, nous pouvons affirmer que des gains notables ont été obtenus au Québec dans la lutte contre le cancer du sein concernant la détection précoce, l'investigation, le traitement et les chances de survie. Fort de ces expériences, nous croyons que ce rapport documente l'impact et la portée des diverses initiatives de lutte contre le cancer du sein sur la santé de la population québécoise.



Jean-Frédéric Lévesque

FAITS SAILLANTS

Ce rapport décrit les changements survenus au Québec, entre 1993 et 2003, dans une série d'indicateurs de lutte contre le cancer du sein. Il brosse un portrait de la situation prévalant au Québec dans le continuum des soins et services en cancer du sein durant une période marquée par la diffusion de nombreux guides de pratique en cancer du sein, la conception du Programme québécois de lutte contre le cancer et l'implantation du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS). En voici les principaux constats :

- Le pourcentage des cas de cancer du sein diagnostiqués au stade non infiltrant (CCIS) est passé de 8 à 15 % parmi les femmes de 50 à 69 ans.
- Pour les cancers infiltrants, l'état d'avancement de la maladie au moment du diagnostic s'est détérioré chez les patientes de moins de 50 ans. La proportion avec une tumeur précoce ($T_1N_0M_0$) a diminué de 15 points de pourcentage tandis que les proportions avec envahissement ganglionnaire ($T_{1-3}N_+M_0$), tumeur localement avancée (T_4M_0) et tumeur métastatique (M_+) ont augmenté, respectivement, de 8, 4 et 5 points de pourcentage.
- Les pratiques d'investigation ont évolué considérablement et tous les groupes d'âge en ont bénéficié également.
- Il y avait une concordance élevée entre les traitements prodigués et les recommandations cliniques — avec un certain rattrapage dans les traitements accordés aux patientes de 70 ans et plus.
- Le délai entre la confirmation diagnostique et la chirurgie s'est allongé : le temps nécessaire pour que 95 % des patientes soient opérées suivant la confirmation diagnostique est passé de 5 à 17 semaines pour les CCIS et de 7 à 12 semaines pour les cas infiltrants.
- La survie à 5 ans, ajustée pour le stade, de l'ensemble des femmes avec un cancer du sein infiltrant s'est améliorée de 5 points de pourcentage. Elle se situait, en 2003, à 88 %.
- Parmi celles avec ganglions positifs, la survie à 5 ans s'est améliorée de 6 points de pourcentage, contre 3 points chez celles avec ganglions négatifs.
- Les différences entre les groupes d'âge quant aux chances de survivre au cancer du sein se sont estompées. En 2003, les survies à 5 ans, ajustées pour le stade, des moins de 50, 50 à 69 et 70 ans et plus se rejoignaient presque à 89, 88 et 84 %.
- L'amélioration des survies au cancer du sein, à 5 ans, semble principalement imputable aux progrès thérapeutiques.

L'apparente détérioration du profil des cas chez les femmes de moins de 50 ans pourrait découler d'un phénomène de « migration du stade » dans les hôpitaux avec un volume annuel de cancer du sein intermédiaire ou faible. Des analyses complémentaires seront nécessaires pour le confirmer. Il serait par ailleurs pertinent de mieux documenter l'évolution des délais à la chirurgie et d'en comprendre les déterminants. De même, une attention particulière devrait être accordée au groupe en expansion des CCIS et aux particularités inhérentes aux patientes de 70 ans et plus. Le rehaussement du Registre des cancers du Québec, le développement d'interface entre ce registre et les autres banques de données

socio-sanitaires du Québec, ainsi que la standardisation de certaines composantes du dossier médical sont autant de facteurs qui faciliteront la surveillance de la lutte contre le cancer du sein au Québec dans les années à venir.

SOMMAIRE

Objectifs

Ce rapport décrit les changements survenus au Québec, entre 1993 et 2003, dans une série d'indicateurs de lutte contre le cancer du sein. Ces indicateurs concernent la détection précoce, l'investigation et le traitement, les délais entre les étapes de soins et la survie à la suite du diagnostic. Il brosse un portrait de la situation prévalant au Québec dans le continuum des soins et services en cancer du sein durant une période marquée par la diffusion de nombreux guides de pratique en cancer du sein et par l'implantation du Programme québécois de lutte contre le cancer et du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS).

Méthode

Nous avons constitué trois échantillons aléatoires comptant chacun environ 20 % de tous les cancers du sein déclarés dans le Fichier des tumeurs du Québec en 1993, 1998 et 2003, respectivement. Nous avons documenté chaque cas sélectionné en interrogeant le dossier médical et les banques de données informatisées du Québec.

Résultats

Entre 1993 et 2003, le pourcentage des cas de cancer du sein diagnostiqués au stade *in situ* (CCIS) est passé de 8 à 15 % parmi les femmes de 50 à 69 ans. Le degré d'avancement des cancers infiltrants au moment du diagnostic s'est légèrement amélioré chez les femmes de 50 à 69 ans et chez les femmes de 70 ans et plus, mais il s'est dégradé chez les moins de 50 ans. Chez ces dernières, la proportion avec une tumeur précoce ($T_1N_0M_0$) (tumeur isolée de 2 cm ou moins) a diminué de 15,2 points de pourcentage tandis que les proportions avec envahissement ganglionnaire ($T_{1-3}N_+M_0$), tumeur localement avancée (T_4M_0) et tumeur métastatique (M_1) ont augmenté, respectivement, de 8,1, 4,1 et 5,2 points de pourcentage. Cette apparente détérioration du profil des cas au moment du diagnostic chez les femmes de moins de 50 ans semble attribuable à un phénomène de « migration du stade » (meilleure détection des extensions locorégionales et distales discrètes au fil du temps) dans les hôpitaux avec un volume annuel de cancer du sein intermédiaire ou faible. En 2003, chaque caractéristique tumorale pour laquelle il existe un consensus à l'effet qu'elle devrait être documentée (taille, grade, récepteurs hormonaux, marges de résection, envahissement vasculo-lymphatique) était mentionnée dans au-delà de 90 % des dossiers médicaux. Seule la mention de l'envahissement ganglionnaire chez les femmes de 70 ans et plus manquait dans une proportion substantielle de dossiers. Les proportions de cas traités par mastectomie conservatrice étaient très élevées (94 % parmi les CCIS, 72 % parmi les cas infiltrants). Il en était de même des proportions recevant des traitements de radiothérapie à la suite d'une mastectomie conservatrice (82 % parmi les CCIS, 96 % parmi les cas de stade TNM I, II, III). Les traitements locorégionaux (chirurgie et radiothérapie) ont eu tendance à s'harmoniser entre les plus âgées et les plus jeunes au fil du temps. L'administration de traitements adjuvants se conformait aussi aux recommandations cliniques avec 96 % de chimiothérapie parmi les moins de 50 ans avec envahissement ganglionnaire et 89 % d'endocrinothérapie parmi les 50 ans et plus avec envahissement ganglionnaire et récepteurs hormonaux positifs. Parmi les patientes initialement traitées par mastectomie

conservatrice, 17 % ont été réopérées dans le cours du premier épisode de soins pour subir une seconde mastectomie conservatrice ou une mastectomie totale.

Le temps nécessaire pour que 95 % des CCIS soient opérés suivant la confirmation diagnostique est passé de 5 semaines, en 1993, à 17 semaines, en 2003. Pour les cas infiltrants (en excluant ceux recevant un traitement néoadjuvant), ce même délai est passé de 7 à 12 semaines. Il fallait, en 2003, 14 semaines pour que 95 % des patientes aient commencé la chimiothérapie postopératoire, soit 5 semaines de moins qu'en 1993. Le délai à la radiothérapie postopératoire était, en 2003, de 22 semaines. Les patientes avec et sans mammographie de dépistage étaient assujetties aux mêmes délais.

Cinq ans après leur diagnostic, l'ensemble des femmes avec un cancer du sein infiltrant déclaré en 2003 avaient une survie au cancer du sein, après ajustement pour le stade, de 88 %, soit 5 points de mieux que les cas déclarés en 1993. Ce gain était plus marqué chez celles avec ganglions positifs où l'amélioration a été de 6 points de pourcentage, entre 1993 et 2003, contre 3 points parmi celles sans ganglions atteints. Les progrès thérapeutiques des années 1990 expliqueraient la majeure partie de ces gains. L'évolution des survies ajustées se limitait aux groupes des moins de 50 ans et des 70 ans et plus. La survie ajustée pour le stade du groupe des 50 à 69 ans est demeurée constante, entre 1993 et 2003, à un niveau vers lequel les survies des deux autres groupes tendaient. Par conséquent, en 2003, les survies à 5 ans, ajustées pour le stade, des trois groupes d'âge (< 50, 50-69, ≥ 70) se rejoignaient presque à 89, 88 et 84 % respectivement. En terminant, la survie relative brute à 5 ans de l'ensemble des femmes du Québec se comparait à celle mesurée dans d'autres nations industrialisées.

Conclusion

Les principaux changements enregistrés au Québec, entre 1993 et 2003, dans la lutte au cancer du sein touchaient la détection des CCIS, une certaine amélioration du profil des cancers infiltrants chez les 50 à 69 ans et les 70 ans et plus, l'intensification de la caractérisation histopathologique, le rattrapage des 70 ans et plus pour les traitements, et une augmentation de 5 points de pourcentage de la survie à 5 ans ajustée pour le stade, avec une atténuation marquée des différences de survie entre les groupes d'âge. L'apparente détérioration du profil des cas au moment du diagnostic chez les femmes de moins de 50 ans semble attribuable à un phénomène de « migration du stade » (meilleure détection des extensions locorégionales et distales discrètes au fil du temps) dans les hôpitaux avec un volume annuel de cancer du sein intermédiaire ou faible. Des analyses complémentaires seront cependant nécessaires pour confirmer cette hypothèse. Fait rassurant, en 2003, le profil des cancers du sein au diagnostic des femmes de moins de 50 ans traitées dans les hôpitaux avec un volume intermédiaire ou faible a rejoint celui de leurs homologues traitées dans les hôpitaux à volume élevé et la survie des patientes de moins de 50 ans a rejoint celle des patientes de 50 à 69 ans. Les résultats de la présente étude invitent à la vigilance quant au délai entre la confirmation diagnostique et le traitement chirurgical, quant à la prise en charge du groupe en expansion des CCIS et quant aux particularités de la prise en charge des cas survenant après 70 ans. L'intégration au futur Registre des cancers du Québec d'informations sur le stade au diagnostic de même que le développement d'interface entre ce registre et les autres banques de données

sociosanitaires faciliteront considérablement la surveillance de la lutte contre le cancer du sein au Québec. Le dossier médical demeurera néanmoins une source incontournable de renseignements pour documenter les soins et en comprendre les déterminants. La standardisation lorsque cela s'avère possible des informations qui y sont versées, comme le protocole opératoire et le régime chimiothérapeutique, serait donc souhaitable.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	XIII
LISTE DES FIGURES.....	XV
LISTE DES SIGLES ET ACRONYMES.....	XVII
1 INTRODUCTION	1
2 MÉTHODOLOGIE	3
2.1 Échantillonnage	3
2.2 Collecte des données	5
2.3 Indicateurs mesurés	5
2.4 Analyses statistiques	6
2.5 Considérations éthiques	7
3 RÉSULTATS	9
3.1 Caractéristiques des femmes sélectionnées	9
3.2 Sévérité de la maladie au moment du diagnostic	9
3.3 Caractérisation des cancers	14
3.4 Traitement chirurgical et adjuvant	19
3.5 Délais entre les principales étapes de soins.....	22
3.6 Survie relative des cancers du sein infiltrants.....	25
4 DISCUSSION	29
4.1 Synthèse des résultats	29
4.2 Forces et faiblesses de l'étude	30
4.3 Interprétation des résultats	30
4.3.1 Sévérité de la maladie au moment du diagnostic.....	30
4.3.2 Caractérisation histopathologique et traitements des cancers	32
4.3.3 Les délais entre les principales étapes de soins	33
4.3.4 La survie au cancer du sein mesurée par l'intermédiaire de la survie relative	33
4.4 Conclusion	34
BIBLIOGRAPHIE.....	37
ANNEXE 1 RÉPARTITIONS DÉTAILLÉES DES INDICATEURS DE SÉVÉRITÉ DE LA MALADIE AU MOMENT DU DIAGNOSTIC DES CANCERS DU SEIN INFILTRANTS	41
ANNEXE 2 RÉPARTITION DES PRINCIPAUX INDICATEURS MESURÉS SELON L'ÂGE EN CINQ CATÉGORIES (< 50, 50-69, 70-74, 75-79, ≥ 80)	45

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Sévérité du cancer au moment du diagnostic.....	10
Tableau 2	Sévérité du cancer au moment du diagnostic des cas déclarés en 2003, selon que le diagnostic est précédé ou non d'une mammographie de dépistage	11
Tableau 3	Étendue du cancer au moment du diagnostic selon l'âge.....	12
Tableau 4	Caractérisation de la tumeur	15
Tableau 5	Caractérisation de la tumeur des cancers du sein infiltrants selon l'âge	17
Tableau 6	Traitements reçus	19
Tableau 7	Traitements reçus chez les cancers du sein infiltrants selon l'âge	20
Tableau 8	Délai au 50 ^e et 95 ^e percentile, en jours, entre les principales étapes de soins.....	22
Tableau 9	Délai au 50 ^e et 95 ^e percentile, en jours, entre les principales étapes de soins chez les cancers du sein infiltrants, selon l'âge.....	23
Tableau 10	Survie relative des cancers du sein infiltrants	25
Tableau 11	Survie relative à 5 ans — brute et ajustée pour le stade au diagnostic — des femmes atteintes d'un cancer du sein infiltrant, selon l'âge	27
Tableau 12	Survie relative à 5 ans — brute et spécifique à chaque stade — des femmes atteintes d'un cancer du sein infiltrant en 2003, selon que le diagnostic est précédé ou non d'une mammographie de dépistage.....	28

LISTE DES FIGURES

Figure 1	Plan d'échantillonnage.....	4
Figure 2	Étendue du cancer au moment du diagnostic selon l'âge.....	14
Figure 3	Caractérisation des cancers du sein infiltrants selon l'âge	18
Figure 4	Traitements reçus chez les cancers du sein infiltrants selon l'âge	21
Figure 5	Délai au 95 ^e percentile, en jours, entre les principales étapes de soins chez les cancers du sein infiltrants, selon l'âge	24
Figure 6	Survie relative selon l'année du diagnostic et l'étendue de la maladie au moment du diagnostic.....	26
Figure 7	Survie relative à 5 ans — ajustée pour le stade au diagnostic — des femmes atteintes d'un cancer du sein infiltrant, selon l'âge.....	27

LISTE DES SIGLES ET ACRONYMES

CCIS	Carcinome canalaire <i>in situ</i>
CS	Cancer du sein
FTQ	Fichier des tumeurs du Québec
IC	Intervalle de confiance
MSSS	Ministère de la Santé et des Services sociaux
ns	Statistiquement non significatif
PQDCS	Programme québécois de dépistage du cancer du sein
RAMQ	Régie de l'assurance maladie du Québec
ss	Statistiquement significatif

1 INTRODUCTION

Depuis les années 1990, plusieurs comités nationaux et internationaux ont émis des recommandations pour la prise en charge des femmes avec cancer du sein. Au Canada, le Comité directeur des guides de pratique clinique pour la prise en charge et le traitement du cancer du sein a produit, en 1998, de telles recommandations (Comité directeur)(1). Des groupes provinciaux ont aussi émis des lignes directrices sur diverses composantes de la prise en charge du cancer du sein(2-5). Toutes ces initiatives visent à informer les cliniciens et le public des consensus sur les meilleures façons d'investiguer et de traiter les cancers du sein afin d'uniformiser les soins et, surtout, d'améliorer la survie des patientes. Il appert par conséquent légitime de documenter, en parallèle à la diffusion de ces recommandations, l'évolution des pratiques médicales en cancer du sein et l'évolution de la survie des personnes atteintes. D'ailleurs, divers organismes nationaux dans le monde, comme le CONCORD Working Group(6), ont entrepris de tels processus au cours des dernières années.

Au milieu des années 1990, nous avons réalisé nos premières études de surveillance de la lutte contre le cancer du sein(7-11), études dont découla un plan de surveillance de la lutte contre le cancer du sein(12) appliqué localement(13) puis à l'échelle du Québec(14). La présente étude, soutenue par le ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS) et Santé Canada, poursuit ce travail de monitoring des progrès accomplis dans la lutte contre le cancer du sein au Québec. Elle brosse un portrait de la situation prévalant au Québec entre 1993 et 2003, période marquée par la diffusion de nombreux guides de pratique, la conception du Programme québécois de lutte contre le cancer(15) et l'implantation, à partir de mai 1998, du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS).

Ce rapport présente donc l'évolution, entre les cas de cancer du sein déclarés au Québec en 1993, 1998 et 2003, de la sévérité de la maladie au moment du diagnostic, des pratiques d'investigation et de traitement, des délais dans les principales étapes de soins et des probabilités de survie par suite de la maladie. Nous présentons les résultats pour l'ensemble de la population étudiée et pour la population séparée en trois groupes d'âge, soit les patientes de moins de 50 ans, celles de 50 à 69 ans et celles de 70 ans et plus au moment du diagnostic de cancer du sein.

2 MÉTHODOLOGIE

2.1 ÉCHANTILLONNAGE

Nous avons relevé toutes les femmes avec une première déclaration au Fichier des tumeurs du Québec (FTQ) en 1993, 1998 ou 2003 de carcinome canalaire *in situ* (CCIS) (CIM-9, code 233.0) ou de cancer du sein infiltrant (CIM-9, code 174.0-174.9). Le FTQ recensait en 1993, 1998 et 2003, respectivement, 4 073, 5 126 et 5 333 premières déclarations pour ces codes. Afin de construire un échantillon représentatif de chacune de ces trois populations (1993, 1998 et 2003), nous avons stratifié les hôpitaux du Québec en fonction de leur volume annuel de cancer. Dans chacune des strates, nous avons choisi aléatoirement des hôpitaux puis, dans chacun des hôpitaux retenus, pris au hasard des cas parmi l'ensemble des cas de cancer du sein déclarés en 1993, 1998 ou 2003. Cette technique d'échantillonnage à double degré, avec stratification au premier degré, nous assurait d'obtenir des échantillons reflétant adéquatement la répartition des cas de cancer du sein dans l'ensemble des hôpitaux du Québec, et ce, en limitant le nombre d'hôpitaux à visiter pour la collecte de données. Il est à noter que le volume annuel de cancer des hôpitaux défini, pour les années 1993 et 1998, d'après les cancers du sein spécifiquement, fut déterminé d'après les cas déclarés de cancer du sein et du côlon-rectum en 2003, et ce, afin de réaliser en parallèle une autre étude. Nous avons exclu les hôpitaux déclarant moins de 5 cas de cancer par année ainsi que ceux abolis entre 1993 et 2003. Ce faisant nous excluons moins de 1 % de l'ensemble des cas incidents de cancer du sein. De même, nous avons exclu les cas survenus chez les femmes âgées de moins de 15 ans ou de plus de 99 ans, ainsi que les cas de néoplasie lobulaire *in situ*, tumeur phyllode, lymphome ou sarcome au sein. La figure 1 illustre le plan d'échantillonnage.

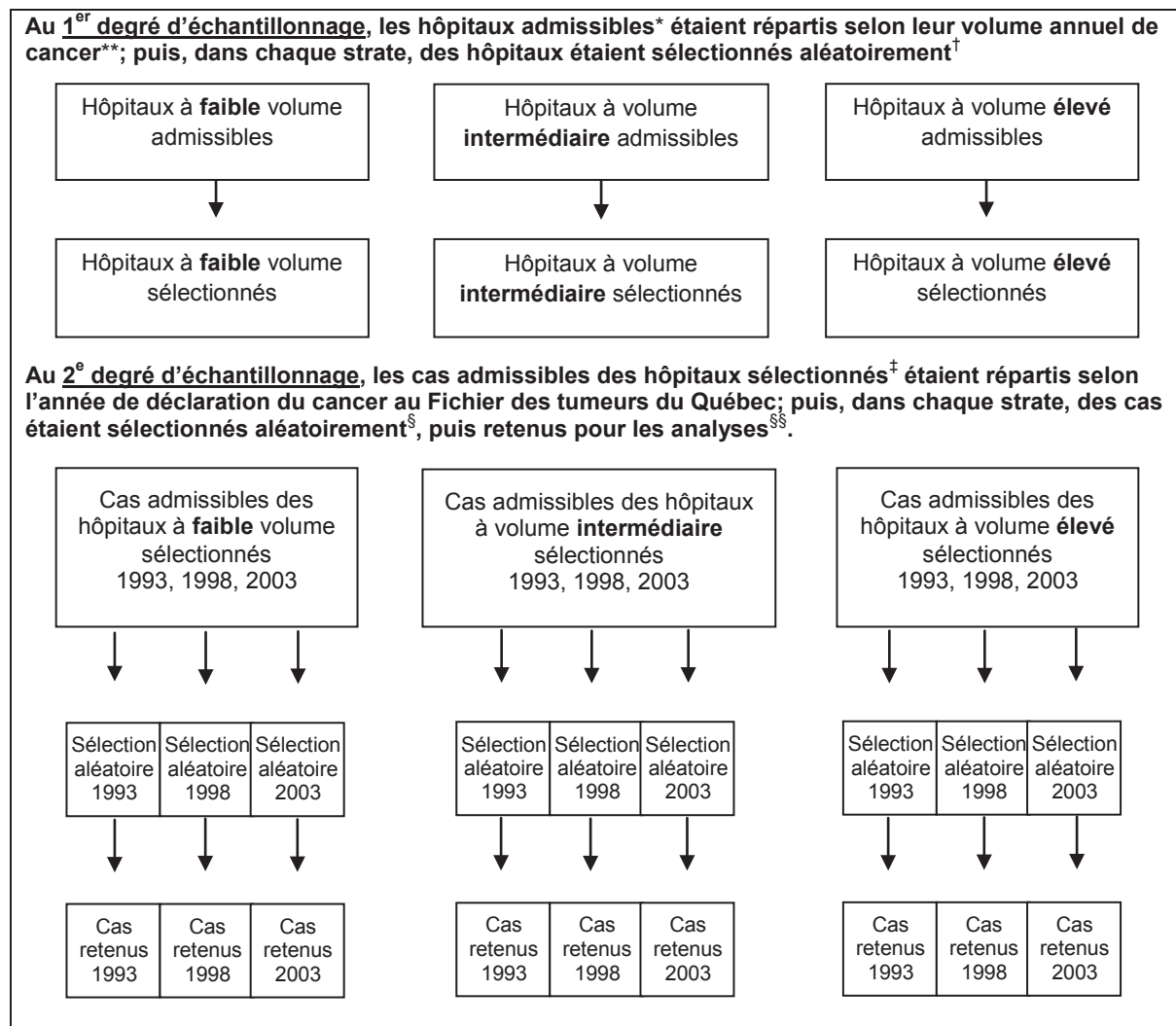


Figure 1 Plan d'échantillonnage

* Étaient admissibles les hôpitaux pour soins adultes du Québec non abolis entre 1993 et 1998 (première phase de l'étude) et non abolis entre 1998 et 2003 (seconde phase de l'étude), soit 83 en 1993, 77 en 1998 et 78 en 2003.

** Le volume annuel de cancer des hôpitaux était défini d'après les cancers du sein spécifiquement pour les années 1993 et 1998, mais d'après les cancers du sein et du côlon-rectum conjointement pour l'année 2003, et ce, afin de réaliser parallèlement une autre étude.

† Nombre d'hôpitaux sélectionnés (tous les hôpitaux sélectionnés ont été retenus) en 1993, 1998 et 2003, respectivement : 38, 41 et 40.

‡ Étaient admissibles les femmes de 15 à 99 ans avec une première déclaration de cancer du sein (codes 233.0, 174.0-174.9, CIM-9) au Fichier des tumeurs du Québec (FTQ) en 1993, 1998, 2003. Le FTQ recensait en 1993, 1998 et 2003, respectivement, 4 073, 5 126 et 5 333 cas, dont 1 722, 2 755 et 3 938 provenaient des hôpitaux sélectionnés.

§ Nombre de cas sélectionnés en 1993, 1998 et 2003, respectivement : 1 069, 2 755 et 3 938.

§§ Les cas exclus avaient un dossier médical inaccessible (dossier épuré ou introuvable) ou, admissibles selon le FTQ, ils se révélaient inéligibles à l'analyse du dossier médical (récidive, année de diagnostic incompatible, nature du cancer incompatible). Nombre de cas retenus en 1993, 1998 et 2003, respectivement : 912, 1 143 et 1 158.

2.2 COLLECTE DES DONNÉES

Après une formation spécifique à cette collecte de données et sous la supervision des chercheurs, les archivistes ont extrait du dossier médical de chaque patiente sélectionnée des informations spécifiques sur la présentation du cancer, les investigations pratiquées et les traitements administrés. Pour ce faire, elles employaient un formulaire standardisé et informatisé. Les dates des mammographies de dépistage, du début de la chimiothérapie, de la première consultation avec un radio-oncologue et du décès proviennent des fichiers administratifs de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ). La date du début des traitements de radiothérapie provient des centres de radiothérapie. Comme nos données relatives à la chimiothérapie et à la radiothérapie sont incomplètes pour 1993, nous avons limité nos analyses des traitements adjuvants aux années 1998 et de 2003.

La collecte de données dans le dossier médical et dans les fichiers administratifs visait le premier épisode de soins du cancer. Dans le dossier médical, il revenait à l'archiviste de juger à quel moment cet épisode finissait et, dans le doute, elle pouvait consulter les chercheurs. Pour l'extraction des dates de début de chimiothérapie et radiothérapie dans les fichiers administratifs, nous avons considéré les données enregistrées jusqu'à 365 jours après la fin de l'année de déclaration, soit le 31 décembre 1999 pour les cas de 1998 et le 31 décembre 2004 pour les cas de 2003. En jumelant nos diverses sources d'informations, au-delà de 98 % des sujets avaient des dates de début de traitement adjuvant en dedans de 180 jours de la chirurgie définitive. Dans les 2 % restant, le début des traitements adjuvants se situait entre 181 et 428 jours après la chirurgie.

2.3 INDICATEURS MESURÉS

Pour capter les changements survenus entre 1993 et 2003 relativement à la détection précoce des cancers du sein, nous avons mesuré la proportion des CCIS parmi les cancers du sein incidents. Nous avons aussi mesuré la proportion des cancers infiltrants qui au moment du diagnostic avaient une tumeur de 1 cm ou moins, des ganglions négatifs et un stade TNM I ou II (stade reconstitué selon la 5^e édition de l'*AJCC Cancer Staging Manual*(16)). Nous avons aussi mesuré l'évolution du degré d'avancement de la maladie comme suit : tumeur précoce ($T_1N_0M_0$), tumeur volumineuse sans envahissement ganglionnaire ($T_{2-3}N_0M_0$), tumeur avec envahissement ganglionnaire ($T_{1-3}N_+M_0$), tumeur locale avancée (T_4M_0) et tumeur métastatique (M_1).

Pour mesurer l'évolution des pratiques d'investigation et de traitement du cancer du sein, nous avons retenu des recommandations clés évaluables parmi celles proposées par le Comité directeur(1). Nous avons mesuré séparément, pour les CCIS et les cancers infiltrants, la proportion des cas où nous retrouvions dans le dossier médical la taille de la tumeur, le grade, les récepteurs hormonaux et le statut des marges. Pour les cas infiltrants, nous avons aussi mesuré la proportion où nous retrouvions dans le dossier l'envahissement vasculo-lymphatique et l'envahissement ganglionnaire. Parmi les patientes avec un statut hormonal au dossier, nous avons également mesuré la proportion considérée hormonodépendante, en conservant le seuil de positivité propre à chaque laboratoire. Pour les cas de 2003, bien qu'il s'agissait de pratiques émergentes non enchâssées dans les recommandations du Comité directeur au moment de l'étude, nous avons aussi documenté

la proportion bénéficiant d'une chirurgie du ganglion sentinelle et la proportion avec une mesure de l'oncogène Her-2/Neu. Côté traitement, nous avons mesuré la proportion traitée par mastectomie partielle, la proportion recevant de la radiothérapie au tissu mammaire résiduel (en excluant les cas de stade TNM IV) ainsi que l'exposition pré et postménopausale à la chimiothérapie et à l'endocrinothérapie. Nous avons situé l'âge de la ménopause à 50 ans(17, 18).

Pour documenter les délais dans les soins qu'expérimentaient les femmes avec un cancer du sein, nous avons mesuré, pour chaque femme, le nombre de jours entre : 1) la confirmation diagnostique et la première chirurgie curative, parmi celles sans traitement néoadjuvant; 2) la chirurgie définitive et le début de la chimiothérapie postopératoire; et 3) la chirurgie définitive et le début de la radiothérapie postopératoire, parmi celles sans chimiothérapie intercalée. Comme une proportion non négligeable de patientes subissaient plus d'une mastectomie durant leur premier épisode de soins, nous distinguons la première chirurgie de la chirurgie définitive, cette dernière correspondant à la dernière chirurgie du premier épisode de soins. Dans la conception de ces trois indicateurs, nous ne faisons aucune distinction entre mastectomie partielle ou totale pour établir le moment de la chirurgie. La Direction de la lutte au cancer du MSSS(19, 20) suggère qu'après la confirmation diagnostique un « usager médicalement prêt » devrait être opéré en dedans de 28 jours et qu'après la chirurgie un « usager médicalement prêt » devrait recevoir son premier traitement adjuvant également en dedans de 28 jours. Dans la présente étude, nous ne pouvions déterminer quand une patiente était « médicalement prête » à passer à la prochaine étape de soins. Par conséquent, nous nous sommes limités à présenter le nombre de jours nécessaires pour que 50 % (50^e percentile ou délai médian) et 95 % (95^e percentile) des femmes aient franchi l'étape de soins concernés.

Nous avons estimé la survie relative des femmes avec un cancer du sein infiltrant. Selon la durée d'observation disponible, nous avons pu évaluer la probabilité de survie relative jusqu'à 5, 10 ou 15 ans suivant le diagnostic. Nous pouvons concevoir cette mesure comme la probabilité de décès excédentaire des individus atteints du cancer étudié par rapport à la probabilité de décès du sous-groupe de la population générale auquel ils appartiennent(21). Par opposition à une probabilité de survie standard qui englobe toutes les causes de décès, la probabilité de survie relative reflète, spécifiquement, la probabilité de ne pas décéder du cancer étudié, en l'occurrence le cancer du sein.

2.4 ANALYSES STATISTIQUES

Toutes les estimations présentées dans le rapport ont été calculées en tenant compte du plan de sondage stratifié à double degré(22). Nous avons estimé les proportions et leur intervalle de confiance à 95 % (IC) avec la version 9 du logiciel SUDAAN. Pour obtenir la statistique de Rao-Scott utilisée pour vérifier l'indépendance entre les groupes, nous avons employé la librairie « survey »(23) du logiciel R(24). Pour les 50^e et 95^e percentiles, et leur IC, nous avons employé la version 9.1.3 du logiciel SAS, en générant les IC par la méthode du *bootstrap* de type Bernoulli général. Nous avons retenu le 2,5^e et le 97,5^e percentile d'une distribution de 1 000 poids *bootstrap* comme limites des IC. Ces poids *bootstrap* furent générés avec le logiciel R. Pour apprécier l'évolution temporelle d'un indicateur, nous avons calculé la différence entre la valeur estimée (qu'il s'agisse d'une proportion ou d'un

percentile) en 1993 (ou 1998 selon le cas) et en 2003 ainsi que l'IC de cette différence. En 2003, nous avons appliqué une correction au poids de sondage dans les cas d'exclusion pour dérogation aux critères d'admissibilité. Les répercussions de la correction sur les résultats étaient minimes.

Nous avons mesuré les probabilités de survie relative des femmes avec un cancer du sein en censurant la survie des femmes toujours vivantes à la fin du suivi à la date de leur dernier contact avec le système de santé québécois. La probabilité de survie relative se calcule en divisant la probabilité de survie observée parmi les patientes de l'étude par la probabilité de survie attendue chez ces mêmes femmes en absence de cancer. Nous avons utilisé une version adaptée (de façon à pouvoir intégrer les poids de sondage) du programme SAS « survival.sas », disponible sur le site Internet www.pauldickman.com, pour calculer les survies relatives. Pour générer des IC sur les survies relatives, nous avons procédé par la méthode *bootstrap* décrite précédemment. Finalement, pour calculer les probabilités de survie ajustées pour la sévérité de la maladie au moment du diagnostic, nous avons procédé par standardisation directe(25). Nous avons standardisé les survies selon la distribution moyenne des cas de 1993, 1998 et 2003 en tumeur précoce ($T_1N_0M_0$), tumeur volumineuse sans envahissement ganglionnaire ($T_{2-3}N_0M_0$), tumeur avec envahissement ganglionnaire ($T_{1-3}N_+M_0$), tumeur locale avancée (T_4M_0), tumeur métastatique (M_1) et stade indéterminé. Lorsque cela s'avérait approprié, nous avons mesuré la différence de survie relative entre les cas de 2003 et de 1993 (ou 2003 et 1998) et calculé l'IC sur cette différence.

2.5 CONSIDÉRATIONS ÉTHIQUES

La Commission d'accès à l'information du Québec a revu et approuvé le protocole de cette étude, et les directeurs des services professionnels de chacun des centres hospitaliers consultés ont accordé l'accès aux dossiers médicaux des patientes sélectionnées.

3 RÉSULTATS

3.1 CARACTÉRISTIQUES DES FEMMES SÉLECTIONNÉES

Nous avons échantillonné 1 069, 1 199 et 1 250 cas de cancer du sein déclarés au Québec, respectivement, en 1993, 1998 et 2003, puis retenus pour les analyses 912, 1 143 et 1 158 cas (figure 1). Les cas non retenus avaient un dossier médical inaccessible lors de la collecte des données (dossier épuré ou introuvable) ou, admissibles selon le FTQ, ils se révélaient inadmissibles à l'analyse du dossier médical (récidive, année de diagnostic incompatible, nature du cancer incompatible). Les femmes retenues avaient, au moment du diagnostic, moins de 50, entre 50 et 69, et 70 ans ou plus dans des proportions respectives de 24,8, 50,2 et 25,0 % (âge moyen : 59,5 ans). En 2003, la détection du cancer du sein découlait selon toute vraisemblance d'une mammographie de dépistage dans 31,6 % des cas retenus. Nous considérons que le diagnostic découlait d'une mammographie de dépistage sur la base des informations du dossier médical et des réclamations pour mammographie de dépistage soumises à la RAMQ entre le 1^{er} janvier 2002 et le 31 décembre 2003. Des divergences entre 1993-1998 et 2003 dans l'extraction de renseignements aux dossiers médicaux et l'absence de code de facturation spécifique à la mammographie de dépistage en 1993 nous empêchaient d'estimer la proportion vraisemblablement détectée à la suite d'une mammographie de dépistage en 1993 et 1998.

3.2 SÉVÉRITÉ DE LA MALADIE AU MOMENT DU DIAGNOSTIC

Entre 1993 et 2003 au Québec, il y avait une augmentation statistiquement significative de la proportion des cas de cancer du sein diagnostiqués au stade *in situ* et, parmi les cancers infiltrants, une augmentation statistiquement significative de la proportion avec une tumeur ne dépassant pas 1 cm (tableau 1). Par contre, les proportions de cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire et de stade TNM I ou II ne changeaient pas. Par ailleurs, le profil des cas vraisemblablement détectés par dépistage était nettement meilleur que celui des autres patientes (tableau 2). L'annexe 1 décrit en détail les distributions des cancers du sein infiltrants déclarés en 1993, 1998 et 2003.

Tableau 1 Sévérité du cancer au moment du diagnostic

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Cancers de type <i>in situ</i>*	7,0 ^e	8,7	10,7	3,8	0,6; 7,0
Tumeur de ≤ 1 cm**	16,3	20,5	21,0	4,7	0,8; 8,6
Ganglions négatifs[†]	63,3	60,1	60,3	-3,0	-7,7; 1,7
TNM I ou II[‡]	89,6	90,2	87,2	-2,4	-6,0; 1,2
Étendue détaillée[§]					
T ₁ N ₀ M ₀	43,4	46,5	43,9	0,5	-4,1; 5,0
T ₂₋₃ N ₀ M ₀	15,9	11,5	13,6	-2,4	-6,5; 1,7
T ₁₋₃ N ₊ M ₀	33,7	36,4	32,5	-1,2	-5,9; 3,6
T ₄ M ₀	3,2 ^e	3,1 ^e	4,0	0,8	-0,7; 2,4
M1	3,8 ^x	2,5 ^e	6,1	2,3	-0,8; 5,4

* Proportion des cancers du sein (CS) de type *in situ* au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut l'ensemble des CS, soit 912, 1 143 et 1 158 en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Proportion des CS infiltrants avec une tumeur de 1 cm ou moins au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont la taille de la tumeur était consignée dans le dossier médical, soit 824, 1 018 et 987, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

† Proportion des CS infiltrants avec ganglions négatifs au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont l'envahissement axillaire, mesuré à la pathologie, était consigné dans le dossier médical, soit 702, 848 et 851, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

‡ Proportion des CS infiltrants avec un stade TNM I ou II au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants chez qui nous avons pu reconstituer le stade TNM, soit 713, 879 et 891, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

§ Proportion des CS infiltrants qui avaient, au moment du diagnostic, une tumeur précoce (T₁N₀M₀), une tumeur volumineuse sans envahissement ganglionnaire (T₂₋₃N₀M₀), une tumeur avec envahissement ganglionnaire (T₁₋₃N₊M₀), une tumeur locale avancée (T₄M₀) et une tumeur métastatique (M₁). Le dénominateur inclut les CS infiltrants chez qui nous avons pu reconstituer le stade détaillé, soit 713, 879 et 891, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

^e Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

Tableau 2 Sévérité du cancer au moment du diagnostic des cas déclarés en 2003, selon que le diagnostic est précédé ou non d'une mammographie de dépistage

	Diagnostic non précédé d'une mammographie de dépistage % (IC, 95 %)		Diagnostic précédé d'une mammographie de dépistage* % (IC, 95 %)		Valeur p**
CS de type <i>in situ</i>[†]	5,8	(4,5; 7,5)	21,2	(17,7; 25,2)	< 0,0001
Tumeur de ≤ 1 cm[‡]	14,6	(12,2; 17,3)	37,1	(32,2; 42,3)	< 0,0001
Ganglions négatifs[§]	55,6	(51,6; 59,5)	71,2	(65,3; 76,4)	0,0001
TNM I ou II^{§§}	83,5	(80,7; 85,9)	96,1	(93,3; 97,8)	< 0,0001
Étendue détaillée[¥]					
T ₁ N ₀ M ₀	36,7	(33,5; 40,2)	61,0	(55,4; 66,2)	< 0,0001
T ₂₋₃ N ₀ M ₀	14,8	(12,3; 17,6)	10,7 [€]	(7,5; 15,0)	
T ₁₋₃ N ₊ M ₀	35,2	(31,5; 39,0)	26,1	(21,2; 31,6)	
T ₄ M ₀	4,9	(3,5; 6,7)	1,9 [×]	(0,9; 4,2)	
M ₁	8,5	(6,7; 10,6)	0,4 [×]	(0,1; 2,2)	

* Nous considérons que le diagnostic fait suite à une mammographie de dépistage sur la base des informations du dossier médical et des réclamations pour mammographie de dépistage réalisée entre le 1er janvier 2002 et le 31 décembre 2003 à la Régie de l'assurance maladie du Québec.

** Probabilité que les proportions réelles des deux groupes soient identiques (test statistique de Rao Scott).

† Proportion des CS de type *in situ* au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les 1 158 CS de l'échantillon de 2003 (366 avec mammographie de dépistage, 792 sans mammographie de dépistage).

‡ Proportion des CS infiltrants avec une tumeur de 1 cm ou moins au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont la taille de la tumeur était consignée dans le dossier médical, soit 987 en 2003 (279 avec mammographie de dépistage, 708 sans mammographie de dépistage).

§ Proportion des CS infiltrants avec ganglions négatifs au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont l'envahissement axillaire, mesuré à la pathologie, était consigné dans le dossier médical, soit 851 en 2003 (257 avec mammographie de dépistage, 594 sans mammographie de dépistage).

§§ Proportion des CS infiltrants avec un stade TNM I ou II au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants chez qui nous avons pu reconstituer le stade TNM, soit 891 en 2003 (261 avec mammographie de dépistage, 630 sans mammographie de dépistage).

¥ Proportion des CS infiltrants qui avaient, au moment du diagnostic, une tumeur précoce (T₁N₀M₀), une tumeur volumineuse sans envahissement ganglionnaire (T₂₋₃N₀M₀), une tumeur avec envahissement ganglionnaire (T₁₋₃N₊M₀), une tumeur locale avancée (T₄M₀) et une tumeur métastatique (M₁). Le dénominateur inclut les CS infiltrants chez qui nous avons pu reconstituer le stade détaillé, soit 891 en 2003 (261 avec mammographie de dépistage, 630 sans mammographie de dépistage).

€ Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

× Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

L'évolution du profil des cas de cancer du sein variait selon l'âge (tableau 3, figure 2). Chez les moins de 50 ans, les cancers déclarés en 2003 étaient plus avancés que ceux déclarés antérieurement. Entre 1993 et 2003, la proportion avec une tumeur précoce ($T_1N_0M_0$) (tumeur isolée de 2 cm ou moins) a diminué de 15,2 points de pourcentage (statistiquement significatif (ss)), tandis que les proportions avec envahissement ganglionnaire ($T_{1-3}N_+$), tumeur localement avancée (T_4M_0) et tumeur métastatique (M_1) ont augmenté, respectivement, de 8,1 (non significatif sur le plan statistique (ns)), 4,1 (ss) et 5,2 (ss) points de pourcentage. Chez les 50 à 69 ans, groupe cible du PQDCS, le seul changement statistiquement significatif était l'augmentation de la proportion des cas diagnostiqués au stade *in situ*. On notait toutefois une tendance vers des cancers infiltrants moins avancés avec une augmentation de 4,2 points de pourcentage (ns) de la proportion avec tumeur de 1 cm ou moins et une augmentation de 6,9 points de pourcentage (ns) des tumeurs précoces ($T_1N_0M_0$). Chez les femmes de 70 ans et plus, la proportion diagnostiquée avec une tumeur de 1 cm ou moins a augmenté de façon statistiquement significative de 6,3 points de pourcentage, mais aucun autre indicateur de sévérité de la maladie n'a changé. L'annexe 2 décrit l'évolution du profil des cancers chez les 70 à 74, 75 à 79 et 80 ans ou plus.

Tableau 3 Étendue du cancer au moment du diagnostic selon l'âge

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
CS de type <i>in situ</i>*					
< 50 ans	5,2 ^e	7,3 ^e	6,3 ^e	1,0	-2,4; 4,5
50-69 ans	8,4 ^e	10,7	14,7	6,4	1,2; 11,5
≥ 70 ans	6,3 ^e	6,2 ^e	6,4 ^e	0,1	-3,6; 3,7
Tumeur de ≤ 1 cm**					
< 50 ans	12,2	17,3	14,6	2,3	-3,3; 8,0
50-69 ans	21,5	25,1	25,7	4,2	-2,1; 10,6
≥ 70 ans	11,3 ^e	14,8 ^e	17,6	6,3	0,6; 12,0
Ganglions négatifs[†]					
< 50 ans	65,6	60,2	50,9	-14,7	-23,3; -6,1
50-69 ans	63,2	62,2	65,6	2,4	-5,0; 9,8
≥ 70 ans	59,5	53,9 ^e	58,1	-1,4	-12,4; 9,6
TNM I ou II[‡]					
< 50 ans	92,9	92,0	83,1	-9,9	-15,1; -4,6
50-69 ans	91,8	92,5	91,6	-0,3	-3,8; 3,3
≥ 70 ans	79,3	81,6	80,8	1,5	-11,2; 14,2
$T_1N_0M_0$[§]					
< 50 ans	45,9	48,0	30,8	-15,2	-24,1; -6,3
50-69 ans	45,3	49,8	52,2	6,9	-0,6; 14,4
≥ 70 ans	35,3	35,6 ^e	38,3	3,1	-6,6; 12,7
$T_{2-3}N_0M_0$[§]					
< 50 ans	18,4 ^e	11,5 ^e	16,1	-2,3	-9,9; 5,4
50-69 ans	15,4	11,0	11,6	-3,8	-8,8; 1,3
≥ 70 ans	13,6 ^e	12,6 ^e	15,5	1,9	-4,6; 8,3

Tableau 3 Étendue du cancer au moment du diagnostic selon l'âge (suite)

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
T₁₋₃N₊M₀[§]					
< 50 ans	33,0	36,3	41,1	8,1	-0,8; 17,0
50-69 ans	33,7	35,0	29,7	-4,1	-11,1; 2,9
≥ 70 ans	34,5	40,4 ^e	29,1	-5,4	-17,1; 6,3
T₄M₀[§]					
< 50 ans	0,5 ^x	1,3 ^x	4,6 ^e	4,1	1,6; 6,7
50-69 ans	2,9 ^e	3,0 ^x	1,3 ^x	-1,6	-3,3; 0,1
≥ 70 ans	7,9 ^e	6,1 ^e	10,5 ^e	2,6	-2,7; 7,9
M₁[§]					
< 50 ans	2,2 ^e	2,8 ^e	7,4 ^e	5,2	1,9; 8,5
50-69 ans	2,8 ^x	1,3 ^e	5,3 ^e	2,5	-0,4; 5,4
≥ 70 ans	8,7 ^x	5,3 ^e	6,5 ^e	-2,1	-13,9; 9,6

* Proportion des CS de type *in situ* au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut l'ensemble des CS, soit 912 en 1993, 1 143 en 1998 et 1 158 en 2003.

** Proportion des CS infiltrants avec une tumeur de 1 cm ou moins au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont la taille de la tumeur était consignée dans le dossier médical, soit 824, 1 018 et 987, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

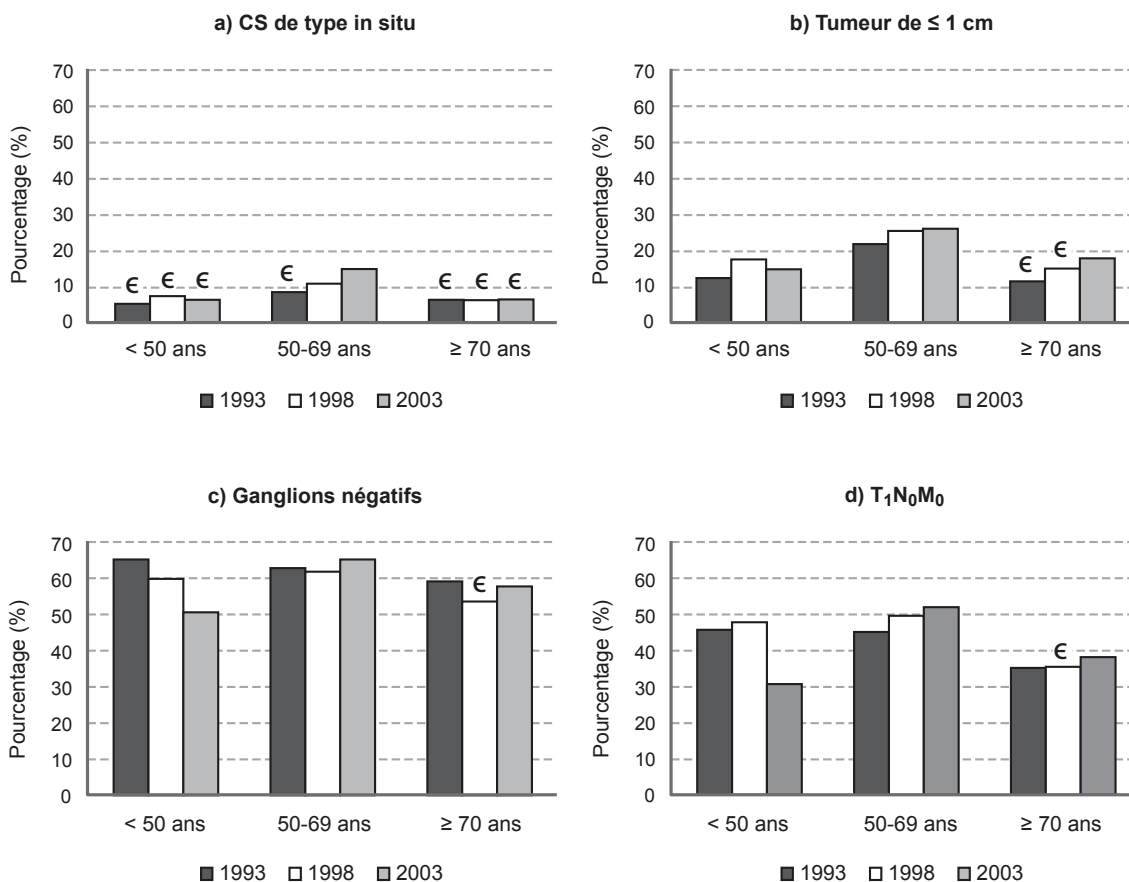
† Proportion des CS infiltrants avec ganglions négatifs au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont l'envahissement axillaire, mesuré à la pathologie, était consigné dans le dossier médical, soit 702, 848 et 851, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

‡ Proportion des CS infiltrants avec un stade TNM I ou II au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants chez qui nous avons pu reconstituer le stade TNM, soit 713, 879 et 891, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

§ Proportion des CS infiltrants qui avaient, au moment du diagnostic, une tumeur précoce (T₁N₀M₀), une tumeur volumineuse sans envahissement ganglionnaire (T₂₋₃N₀M₀), une tumeur avec envahissement ganglionnaire (T₁₋₃N₊M₀), une tumeur locale avancée (T₄M₀) et une tumeur métastatique (M₁). Le dénominateur inclut les CS infiltrants chez qui nous avons pu reconstituer le stade détaillé, soit 713, 879 et 891, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

^e Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.



€ Coefficient de variation entre 16,6 % et 33,3 % - Valeur à interpréter avec prudence.

Figure 2 Étendue du cancer au moment du diagnostic selon l'âge

3.3 CARACTÉRISATION DES CANCERS

En 2003, la taille de la tumeur, le grade nucléaire, les récepteurs hormonaux et le statut des marges étaient dans, respectivement, 72,3, 91,3, 70,5 et 95,1 % des dossiers médicaux des femmes avec un cancer *in situ*, ce qui, outre la taille de la tumeur, marque de nettes augmentations par rapport à 1993 (tableau 4). (Il est à noter qu'en excluant les CCIS multicentriques le pourcentage de dossier avec mention de la taille de la tumeur s'élevait à 85 %.) Durant la même période, la proportion des cas de CCIS avec dissection axillaire est passée de 28,2 à 5,5 %, une tendance négative conforme aux standards de pratique(26, 27). En 2003, les femmes investiguées par dissection axillaire ont eu entre 2 et 27 ganglions prélevés (résultats non présentés). En 2003, 2 % des CCIS avaient une chirurgie du ganglion sentinelle (résultats non présentés).

Tableau 4 Caractérisation de la tumeur

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Cancers <i>in situ</i>*					
Taille	73,4	77,1	72,3	-1,1	-16,3; 14,1
Grade nucléaire	6,7 ^c	28,5 ^x	91,3	84,6	78,1; 91,0
Récepteurs hormonaux	22,7 ^c	41,1	70,5	47,8	32,3; 63,3
Statut des marges	65,4	65,6	95,1	29,7	17,1; 42,3
Toutes les caractéristiques**	3,7 ^x	11,2 ^x	46,0	42,3	33,1; 51,5
Dissection axillaire	28,2 ^c	7,8 ^c	5,5 ^c	-22,7	-33,5; -12,0
Cancers infiltrants[†]					
Taille	97,0	98,5	95,5	-1,5	-3,8; 0,8
Grade	49,1 ^c	80,4	90,2	41,1	24,8; 57,4
Récepteurs hormonaux	70,3	93,8	96,5	26,1	15,0; 37,3
Envahissement vasculaire	27,2	49,3	87,0	59,8	51,4; 68,1
Statut des marges	61,0	73,8	98,5	37,5	30,3; 44,8
Envahissement ganglionnaire	82,2	82,2	83,8	1,5	-3,1; 6,2
Toutes les caractéristiques [‡]	8,1 ^x	22,1	72,7	64,7	58,2; 71,1
Chirurgie ganglion sentinelle [§]			31,4		
Oncogène Her-2/Neu ^{§§}			50,7		
Stade TNM inscrit au dossier	67,7	65,2	66,5	-1,2	-8,4; 6,0
Stade TNM reconstitué [¥]	84,3	83,9	86,2	1,9	-1,6; 5,4

* Proportion des CS *in situ* avec la caractéristique correspondante consignée dans le dossier médical. Pour la taille, le grade et les récepteurs hormonaux, le dénominateur inclut l'ensemble des CS *in situ*, soit 65, 105 et 124, en 1993, 1998 et 2003, respectivement. Pour le statut des marges et l'indicateur « Toutes les caractéristiques », le dénominateur inclut les CS *in situ* traités par mastectomie partielle, soit 62, 101 et 123, respectivement.

** L'indicateur « Toutes les caractéristiques » indique la proportion avec une mention concomitante dans le dossier sur chacune des caractéristiques susmentionnées.

† Proportion des CS infiltrants avec la caractéristique correspondante consignée dans le dossier médical. Pour la taille, le grade, les récepteurs hormonaux et le stade TNM, le dénominateur inclut l'ensemble des CS infiltrants, soit 847, 1 038 et 1 034 en 1993, 1998 et 2003, respectivement. Pour l'envahissement vasculo-lymphatique et l'envahissement ganglionnaire, le dénominateur inclut tous les CS infiltrants à l'exception des stades T1 microinvasif (T1mic), soit 843, 1 031 et 1 017, respectivement. Pour le statut des marges, le dénominateur inclut les CS infiltrants traités par mastectomie partielle, soit 746, 911 et 802, respectivement. Pour l'indicateur « Toutes les caractéristiques », le dénominateur inclut les CS infiltrants traités par mastectomie partielle à l'exception des stades T1 microinvasif (T1mic), soit 724, 905 et 785, respectivement.

‡ L'indicateur « Toutes les caractéristiques » indique la proportion avec une mention concomitante dans le dossier sur chacune des caractéristiques susmentionnées à l'exception du stade TNM.

§ Accompagnée ou non d'une dissection axillaire. L'intervalle de confiance à 95 % est : 26,3 - 37,0.

§§ L'intervalle de confiance à 95 % est : 44,2; 57,2.

¥ Stade TNM que nous avons pu reconstituer à partir des informations disponibles dans le dossier médical.

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

Pour les cas de cancer du sein infiltrant, en 2003, la taille de la tumeur, le grade, les récepteurs hormonaux, l'envahissement vasculo-lymphatique, le statut des marges et l'envahissement ganglionnaire étaient dans, respectivement, 95,5, 90,2, 96,5, 87,0, 98,5 et 83,8 % des dossiers, des augmentations marquées par rapport à 1993, sauf pour la taille et l'envahissement ganglionnaire (tableau 4). De même, en 2003, 31,4 % des patientes bénéficiaient d'une chirurgie du ganglion sentinelle et 50,7 % avaient un dosage de l'oncogène Her-2/Neu (positif dans 19,0 % des cas). Le stade TNM figurait dans 66,5 % des dossiers et s'est avéré possible à reconstituer à partir des informations contenues dans le dossier dans 86,2 % d'entre eux. Par ailleurs, le nombre de ganglions examinés est resté stable. En 2003, 58,5 % des femmes avec dissection axillaire avaient 10 ganglions ou plus d'examinés (résultats non présentés). Enfin, la proportion des tumeurs jugées hormonodépendantes est passée de 69,8 à 79,8 %, entre 1993 et 2003, et, en 2003, tous les décomptes de récepteurs hormonaux étaient faits par immunohistochimie (résultats non présentés).

La tendance vers une caractérisation plus extensive a touché tous les groupes d'âge (tableau 5, figure 3). En 2003, les dossiers médicaux des femmes de 70 ans et plus s'avéraient aussi complets que ceux des plus jeunes pour la taille, le grade, les récepteurs hormonaux, l'envahissement vasculo-lymphatique et le statut des marges, mais une proportion considérablement moindre d'entre elles avaient une évaluation histopathologique des ganglions. Il existait également des écarts pour les techniques ou marqueurs récents : en 2003, chez les patientes de moins de 50, 50 à 69, et 70 ans ou plus, respectivement, la chirurgie du ganglion sentinelle était pratiquée dans 31,9, 34,1 et 23,1 % des cas ($p = 0,01$) et la mesure de l'oncogène Her-2/Neu, dans 60,6, 50,9 et 41,9 % des cas ($p < 0,0001$) (résultats non présentés). L'annexe 2 décrit l'évolution de la caractérisation des cancers chez les 70 à 74, 75 à 79 et 80 ans ou plus.

Tableau 5 Caractérisation de la tumeur des cancers du sein infiltrants selon l'âge

	1993 (%)*	1998 (%)*	2003 (%)*	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Taille**					
< 50 ans	97,8	98,8	94,5	-3,3	-6,4; -0,1
50-69 ans	97,9	98,0	96,3	-1,6	-3,3; 0,1
≥ 70 ans	94,3	99,2	94,7	0,4	-7,4; 8,2
Grade**					
< 50 ans	47,5 ^c	83,7	92,2	44,7	24,9; 64,5
50-69 ans	47,2 ^c	79,9	88,8	41,6	26,0; 57,2
≥ 70 ans	54,4	78,1	91,1	36,7	20,2; 53,3
Récepteurs hormonaux**					
< 50 ans	71,7	91,7	96,6	24,9	11,8; 38,0
50-69 ans	69,5	94,4	97,5	28,0	16,2; 39,8
≥ 70 ans	70,3	94,6	94,4	24,1	12,1; 36,2
Envahissement vasculo-lymphatique[†]					
< 50 ans	34,4	55,5	91,3	56,9	45,1; 68,6
50-69 ans	25,3	45,6	86,6	61,3	53,9; 68,7
≥ 70 ans	22,8 ^c	50,3	84,1	61,3	50,4; 72,3
Statut des marges[‡]					
< 50 ans	63,5	69,3	97,2	33,7	20,4; 47,0
50-69 ans	59,8	76,4	99,1	39,3	31,8; 46,7
≥ 70 ans	59,9	73,0	98,4	38,6	31,1; 46,1
Envahissement ganglionnaire[†]					
< 50 ans	91,8	92,8	93,0	1,2	-3,0; 5,3
50-69 ans	89,9	88,8	92,3	2,5	-2,4; 7,3
≥ 70 ans	57,6	59,5	60,0	2,4	-11,2; 15,9
Stade TNM inscrit au dossier[§]					
< 50 ans	75,5 (90,7)	72,8 (95,1)	72,1 (95,3)	-3,4	-12,3; 5,5
50-69 ans	71,7 (89,6)	72,0 (88,2)	74,3 (93,3)	2,6	-7,5; 12,7
≥ 70 ans	51,5 (67,5)	44,6 (64,9)	47,0 (65,0)	-4,5	-14,7; 5,7

* Le pourcentage représente la proportion des cas avec la caractéristique correspondante consignée dans le dossier médical.

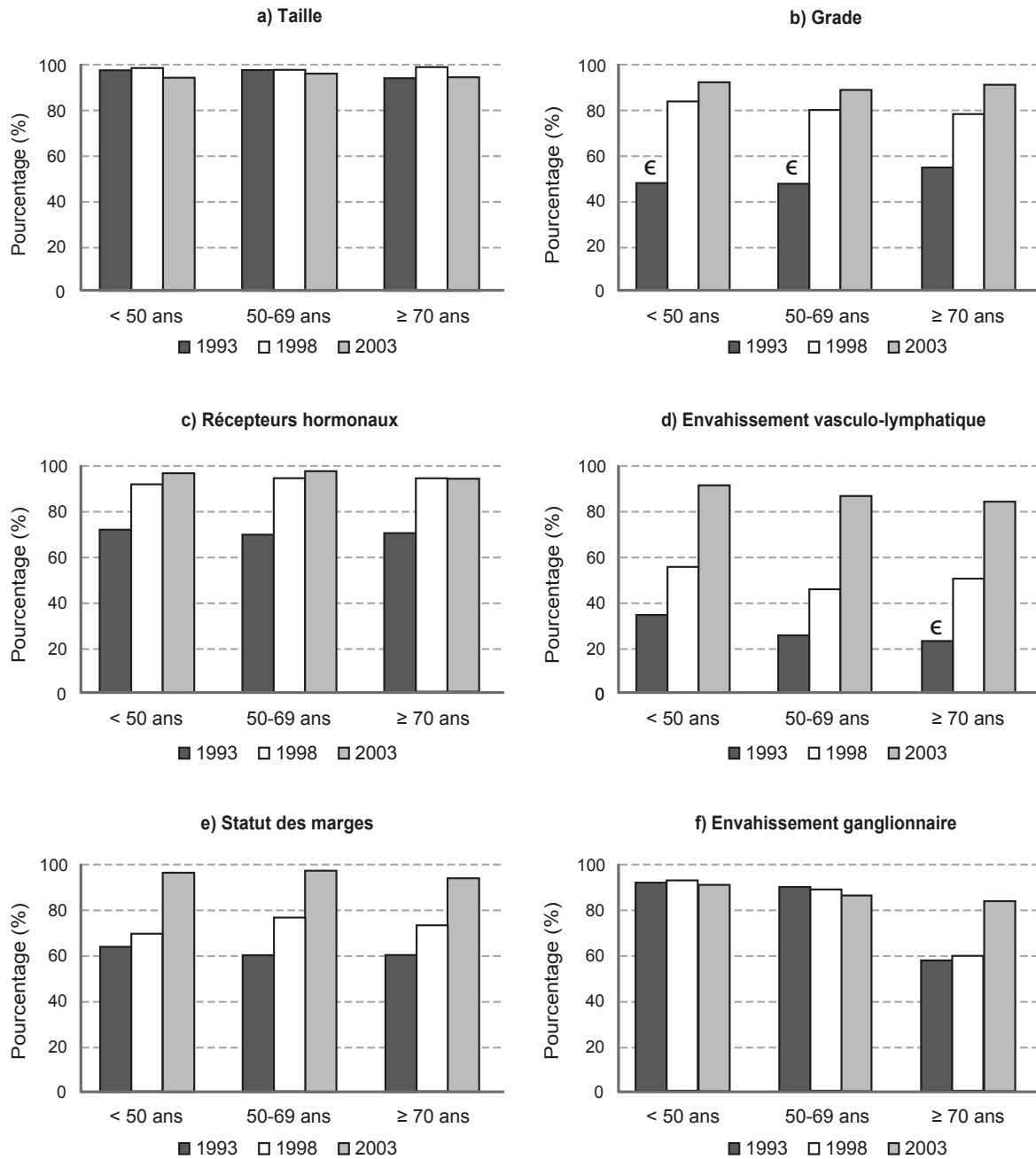
** Le dénominateur inclut l'ensemble des CS infiltrants, soit 847, 1 038 et 1 034 en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

† Le dénominateur inclut tous les CS infiltrants à l'exception des stades T1 microinvasif (T1mic), soit 843, 1 031 et 1 017, respectivement.

‡ Le dénominateur inclut les CS infiltrants traités par mastectomie partielle, soit 746, 911 et 802, respectivement.

§ Le dénominateur inclut l'ensemble des CS infiltrants, soit 847, 1 038 et 1 034 en 1993, 1998 et 2003, respectivement. La valeur entre parenthèses indique la proportion des cas où nous avons pu reconstituer le stade TNM à partir des informations du dossier médical.

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.



€ Coefficient de variation entre 16,6 % et 33,3 % - Valeur à interpréter avec prudence.

Figure 3 Caractérisation des cancers du sein infiltrants selon l'âge

3.4 TRAITEMENT CHIRURGICAL ET ADJUVANT

Comparable aux proportions de 1993 et 1998, en 2003, 93,6 % des cas de CCIS et 72,4 % des cas de cancer infiltrant avaient une mastectomie conservatrice comme traitement chirurgical définitif (tableau 6). En 2003, de tous les cas infiltrants initialement traités par mastectomie conservatrice, 17,2 % des femmes (IC : 14,7; 20,1) étaient réopérées dans le cours du premier épisode de soins pour avoir une seconde mastectomie partielle ou une mastectomie totale (résultats non présentés). La radiothérapie suivait la mastectomie conservatrice chez 81,9 % des CCIS et 95,9 % des cancers infiltrants de stade I, II ou III; la proportion correspondante pour les cas traités par mastectomie totale était de 36,5 % (résultats non présentés). Par ailleurs, 95,4 % des patientes de moins de 50 ans avec envahissement ganglionnaire recevaient de la chimiothérapie tandis que 88,6 % de celles de 50 ans et plus avec envahissement ganglionnaire et récepteurs hormonaux positifs recevaient une forme ou une autre d'endocrinothérapie. Bien que non significative sur le plan statistique, l'endocrinothérapie dans ce groupe a progressé d'environ 10 points de pourcentage entre 1998 et 2003. Enfin, 5,7 % des cas de cancers infiltrants recevaient un traitement néoadjuvant en 2003; dont 32,8 et 31,8 % des stades III et IV, respectivement. Dans ces deux derniers groupes, entre 1998 et 2003, les traitements néoadjuvants ont augmenté de 16,2 (IC : 1,9; 30,5) et 21,1 (IC : 1,0; 41,3) points de pourcentage (résultats non présentés).

Tableau 6 Traitements reçus

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993 ou 2003-1998	IC (95 %) de la différence
Mastectomie partielle (MP)					
CS <i>in situ</i> *	91,9	91,5	93,6	1,7	-5,4; 8,7
CS infiltrants**	73,2	76,8	72,4	-0,8	-9,8; 8,1
Radiothérapie post-MP					
CS <i>in situ</i> †		76,4	81,9	5,6	-6,3; 17,5
CS infiltrants‡		94,3	95,9	1,6	-0,5; 3,7
Traitement adjuvant systémique chez les CS infiltrants					
Chimiothérapie chez gg+, < 50 ans§		91,0	95,4	4,4	-3,0; 11,7
Endocrinothérapie chez gg+, RH+, ≥ 50 ans§§	78,9	78,9	88,6	9,7	-6,7; 26,1

* Proportion des CS *in situ* traités par mastectomie partielle. Le dénominateur inclut l'ensemble des CS *in situ*, soit 65, 105 et 124, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Proportion des CS infiltrants traités par mastectomie partielle. Le dénominateur inclut l'ensemble des CS infiltrants, soit 847, 1 038 et 1 034, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

† Proportion des CS *in situ* qui reçoivent de la radiothérapie à la suite de la mastectomie partielle. Le dénominateur inclut les CS *in situ* traités par mastectomie partielle, soit 91, en 1998, et 116, en 2003.

‡ Proportion des CS infiltrants qui reçoivent de la radiothérapie à la suite de la mastectomie partielle. Le dénominateur inclut les CS infiltrants de stade TNM I, II et III traités par mastectomie partielle, soit 634, en 1998, et 632, en 2003.

§ Proportion qui reçoit de la chimiothérapie parmi les femmes de moins de 50 ans avec un CS infiltrant et des ganglions axillaires envahis. Le dénominateur inclut les CS infiltrants avec ganglions envahis chez les femmes de moins de 50 ans, soit 95, en 1998, et 109, en 2003.

§§ Proportion qui reçoit de l'endocrinothérapie parmi les femmes de 50 ans ou plus avec un CS infiltrant, des ganglions axillaires envahis et des récepteurs hormonaux positifs. Le dénominateur inclut les CS infiltrants avec ganglions envahis et récepteurs hormonaux positifs chez les femmes de 50 ans ou plus, soit 106, 160 et 184, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

Durant la période de suivi, le recours à la mastectomie conservatrice a diminué de façon statistiquement significative chez les moins de 50 ans (tableau 7, figure 4), tendance survenant parallèlement à la dégradation des indicateurs de sévérité de la maladie dans ce groupe. Chez les 50 à 69 ans, les indicateurs de traitement n'ont pas changé entre 1993 et 2003 tandis que, chez les plus âgées, bien qu'aucune différence ne soit statistiquement significative, la proportion traitée par mastectomie conservatrice et la proportion recevant de la radiothérapie postopératoire a augmenté. L'annexe 2 présente l'évolution des traitements chez les femmes de 70 à 74, 75 à 79 et 80 ans ou plus.

Tableau 7 Traitements reçus chez les cancers du sein infiltrants selon l'âge

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993 ou 2003-1998	IC (95 %) de la différence
Mastectomie partielle (MP)*					
< 50 ans	81,9	81,3	68,0	-13,8	-25,1; -2,5
50-69 ans	76,4	81,2	77,2	0,8	-6,8; 8,3
≥ 70 ans	57,5	64,2	67,0	9,5	-3,4; 22,5
Radiothérapie post MP**					
< 50 ans		99,3	99,3	0,0	-1,3; 1,4
50-69 ans		94,0	96,2	2,2	-1,2; 5,6
≥ 70 ans		84,6	90,3	5,7	-3,3; 14,6

* Proportion des CS infiltrants traités par mastectomie partielle. Le dénominateur inclut l'ensemble des CS infiltrants, soit 847, 1 038 et 1 034, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Proportion des CS infiltrants qui reçoivent de la radiothérapie à la suite de la mastectomie partielle. Le dénominateur inclut les CS infiltrants de stade TNM I, II, III traités par mastectomie partielle, soit 634, en 1998, et 632, en 2003.

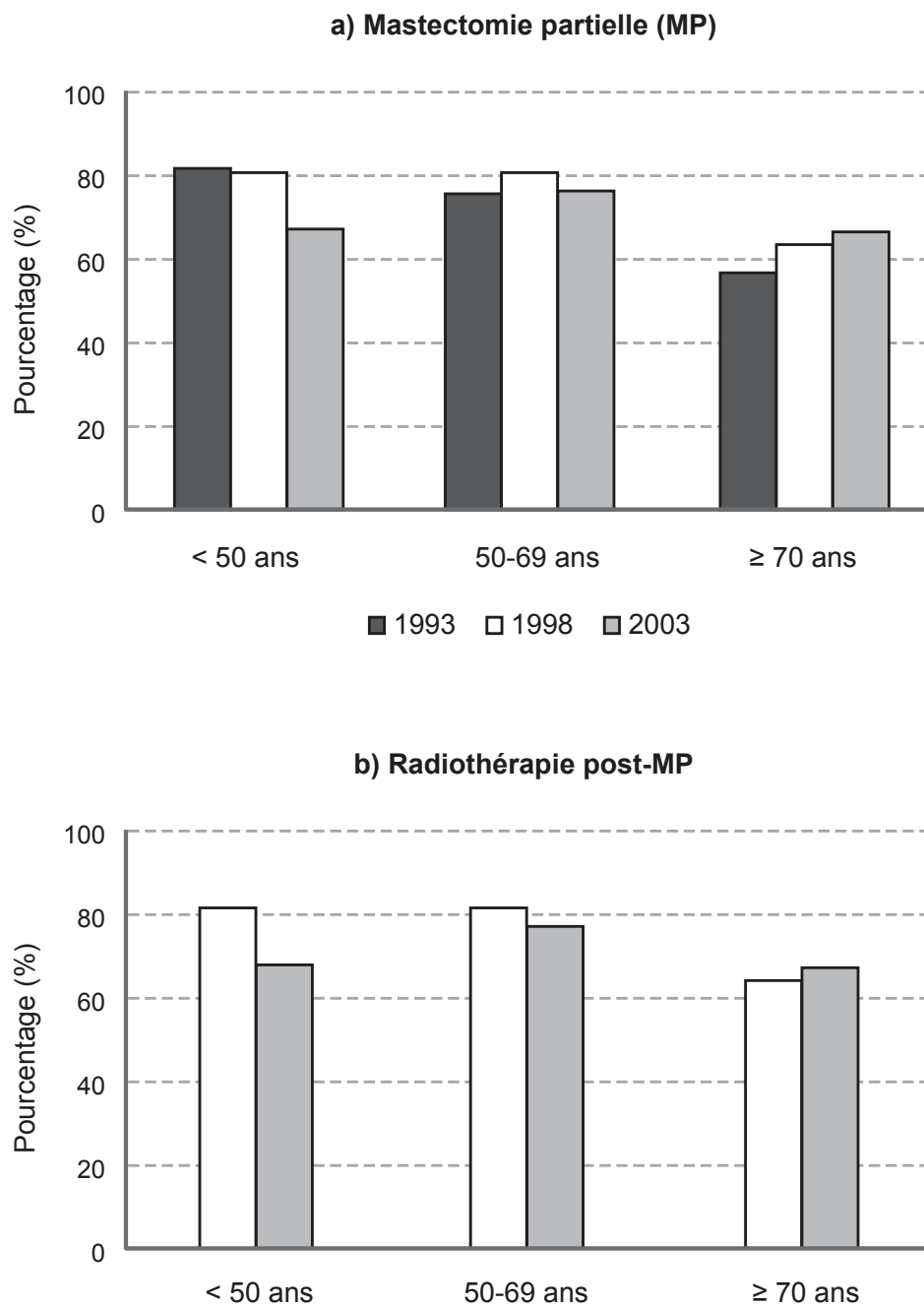


Figure 4 Traitements reçus chez les cancers du sein infiltrants selon l'âge

3.5 DÉLAIS ENTRE LES PRINCIPALES ÉTAPES DE SOINS

Le délai entre la confirmation diagnostique et la première mastectomie a crû durant la période d'observation (tableau 8). Pour les cas de cancer *in situ*, le temps nécessaire pour que 95 % des patientes soient opérées suivant la confirmation diagnostique est passé de 5 semaines, en 1993, à 17 semaines, en 2003. Pour les cas de cancer infiltrant, ce même délai est passé de 7 à 12 semaines. Par ailleurs, en 2003, parmi celles soumises à la chimiothérapie postopératoire, 95 % commençaient leur traitement moins de 14 semaines après la chirurgie, ce qui représente une réduction de 5 semaines par rapport à 1998. Il fallait toutefois, en 2003, 22 semaines pour qu'à peu près toutes les patientes soumises à la radiothérapie postopératoire (95 %) débutent leur traitement. Les délais des patientes avec et sans mammographie de dépistage étaient similaires (résultats non présentés).

Tableau 8 Délai au 50^e et 95^e percentile, en jours, entre les principales étapes de soins

	1993 médiane (95 ^e pct)	1998 médiane (95 ^e pct)	2003 médiane (95 ^e pct)	Différence 2003-1993 ou 2003-1998	IC (95 %) de la différence
Confirmation diagnostique — première chirurgie (excluant cas avec traitement néoadjuvant)					
CS <i>in situ</i> *	11 ^x (37)	55 ^c (87)	39 (116 ^x)	28	6; 33
CS infiltrants**	14 (52)	21 (50)	31 (84)	17	14; 21
Chirurgie définitive — chimiothérapie postopératoire					
CS infiltrants [†]		45 (132)	38 (99)	-7	-11; -3
Chirurgie définitive — radiothérapie postopératoire (sans chimiothérapie intercalée)					
CS <i>in situ</i> [‡]		105 (212)	75 (168)	-30	-42; -1
CS infiltrants [§]		87 (154)	76 (157)	-11	-21; -3

* Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile (entre parenthèses) entre la date de confirmation diagnostique et celle de la première chirurgie, chez les CS *in situ*. Le dénominateur inclut les CS *in situ* avec une date de confirmation diagnostique et de chirurgie distincte, soit 8, 19 et 75, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile (entre parenthèses) entre la date de confirmation diagnostique et celle de la première chirurgie, chez les CS infiltrants. Le dénominateur inclut les CS infiltrants avec une date de confirmation diagnostique et de chirurgie distincte, sans traitement néoadjuvant, soit 179, 273 et 709, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

† Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile (entre parenthèses) entre la date de la chirurgie définitive et celle du premier traitement de chimiothérapie chez les CS infiltrants. Le dénominateur inclut les CS infiltrants ayant reçu de la chimiothérapie postopératoire dont les dates de chirurgie et d'administration de chimiothérapie sont connues, soit 326, en 1998, et 428, en 2003.

‡ Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile (entre parenthèses) entre la date de la chirurgie définitive et celle du premier traitement de radiothérapie chez les CS *in situ*. Le dénominateur inclut les CS *in situ* ayant reçu de la radiothérapie postopératoire dont les dates de chirurgie et d'administration de radiothérapie sont connues, soit 69, en 1998, et 95, en 2003.

§ Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile (entre parenthèses) entre la date de la chirurgie définitive et celle du premier traitement de radiothérapie chez les CS infiltrants. Le dénominateur inclut les CS infiltrants ayant reçu de la radiothérapie postopératoire non précédée de chimiothérapie et dont les dates de chirurgie et d'administration de radiothérapie sont connues, soit 381, en 1998, et 385, en 2003.

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

L'évolution des délais par groupe d'âge calque l'évolution de la population entière et, outre le délai de la chirurgie dans le groupe des 70 ans et plus, aucun des groupes d'âge n'affichait de délai franchement divergeant des autres (tableau 9, figure 5). En 2003, le temps nécessaire pour que 95 % des patientes soient opérées suivant la confirmation diagnostique était d'environ 5 semaines de plus dans le groupe des 70 ans et plus par rapport aux plus jeunes.

Tableau 9 Délai au 50^e et 95^e percentile, en jours, entre les principales étapes de soins chez les cancers du sein infiltrants, selon l'âge

	1993 médiane (95 ^c pct)	1998 médiane (95 ^c pct)	2003 médiane (95 ^c pct)	Différence 2003-1993 ou 2003-1998	IC (95 %) de la différence
Confirmation diagnostique — première chirurgie* (excluant cas avec traitement néoadjuvant)					
< 50 ans	14 (38 ^x)	20 (47)	28 (82)	14	10; 19
50-69 ans	15 (52)	21 (48)	33 (74)	18	13; 22
≥ 70 ans	14 (66 ^x)	21 (58)	34 (113)	20	13; 25
Chirurgie définitive — chimiothérapie postopératoire**					
< 50 ans		44 (140 ^c)	37 (105)	-7	-14; 3
50-69 ans		46 (119 ^c)	38 (94)	-8	-13; 0
≥ 70 ans		50 (187 ^c)	39 (108)	-11	-29; 9
Chirurgie définitive — radiothérapie postopératoire[†] (sans chimiothérapie intercalée)					
< 50 ans		83 (141)	82 (173)	-1	-15; 23
50-69 ans		91 (154)	75 (160)	-16	-31; -7
≥ 70 ans		84 (160)	75 (148)	-9	-45; 7

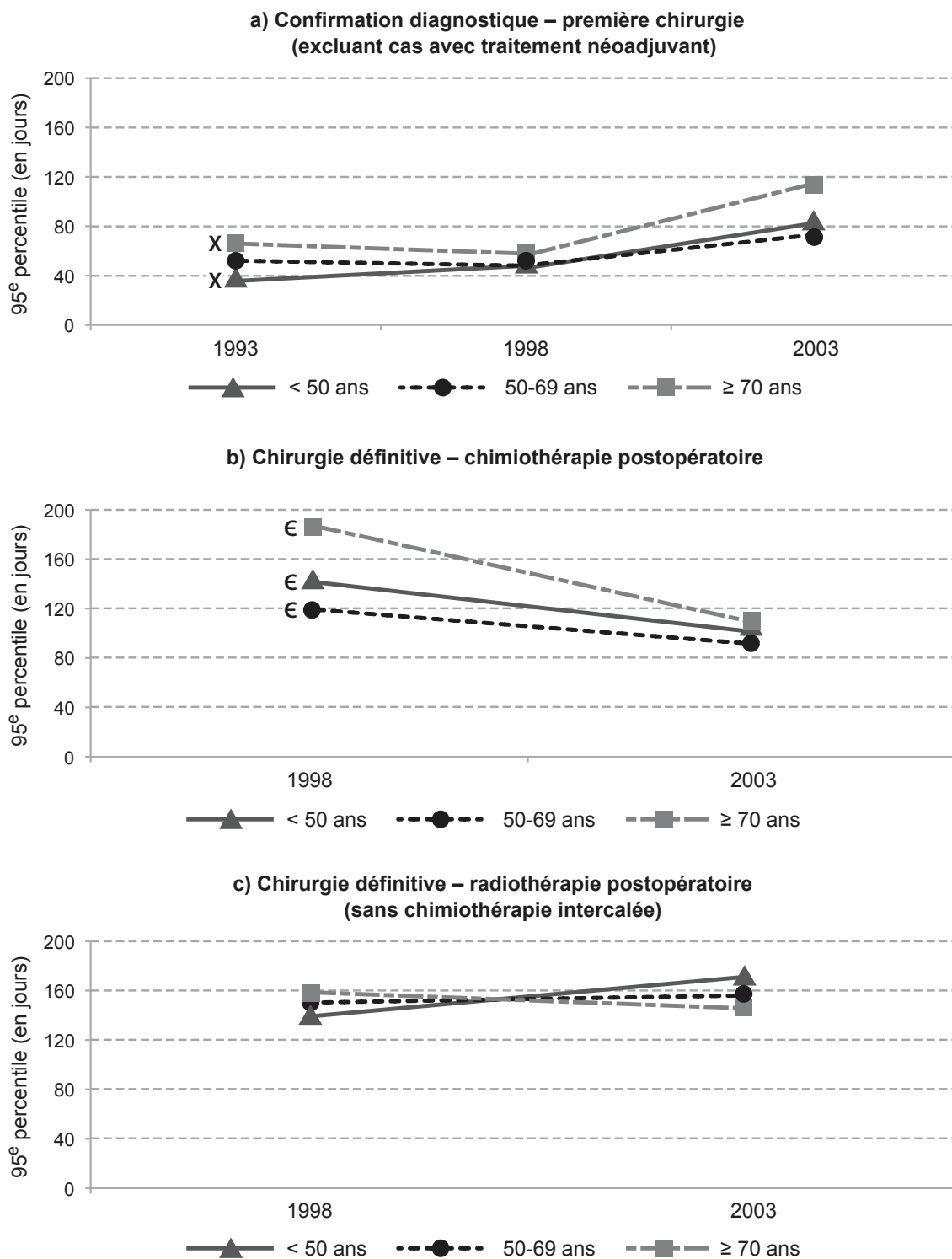
* Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile (entre parenthèses) entre la date de confirmation diagnostique et celle de la première chirurgie, chez les CS infiltrants. Le dénominateur inclut les CS infiltrants avec une date de confirmation diagnostique et de chirurgie distincte, sans traitement néoadjuvant, soit 179, 273 et 709, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile entre la date de la chirurgie définitive et celle du premier traitement de chimiothérapie chez les CS infiltrants. Le dénominateur inclut les CS infiltrants ayant reçu de la chimiothérapie postopératoire dont les dates de chirurgie et d'administration de chimiothérapie sont connues, soit 326, en 1998, et 428, en 2003.

[†] Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile entre la date de la chirurgie définitive et celle du premier traitement de radiothérapie chez les CS infiltrants. Le dénominateur inclut les CS infiltrants ayant reçu de la radiothérapie postopératoire non précédée de chimiothérapie et dont les dates de chirurgie et d'administration de radiothérapie sont connues, soit 381, en 1998, et 385, en 2003.

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.



€ Coefficient de variation entre 16,6 % et 33,3 % - Valeur à interpréter avec prudence.

X Coefficient de variation au-delà de 33,3 % - Valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

Figure 5 Délai au 95^e percentile, en jours, entre les principales étapes de soins chez les cancers du sein infiltrants, selon l'âge

3.6 SURVIE RELATIVE DES CANCERS DU SEIN INFILTRANTS

Cinq ans après leur diagnostic, les femmes avec un cancer du sein infiltrant déclaré en 2003 affichaient une survie au cancer du sein, ajustée pour le stade, de 87,5 % (tableau 10). Il s'agit d'une amélioration de 5,4 points de pourcentage par rapport à la survie relative des femmes dont le cancer fut déclaré en 1993 (IC : -0,6; 9,1). Comme l'indique la figure 6, l'amélioration des survies entre 1993, 1998 et 2003 a été plus importante dans le groupe avec envahissement ganglionnaire au moment du diagnostic. Cinq ans après leur diagnostic, les cas avec ganglions positifs (N₊M₀) déclarés en 2003 avaient une survie au cancer du sein de 6,2 points plus élevée (IC : -1,6; 11,2) que les cas avec ganglions positifs déclarés en 1993. Pour les cas sans envahissement ganglionnaire (N₀M₀), le gain en survie à 5 ans a été de 2,9 points de pourcentage (IC : -1,8; 7,2) (résultats non présentés).

Tableau 10 Survie relative* des cancers du sein infiltrants

Survie relative	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Brute					
1 an	96,7	98,2	97,3	0,6	-2,2; 4,7
3 ans	89,1	91,6	91,8	2,7	-1,1; 7,9
5 ans	82,8	86,4	86,6	3,9	-1,5; 8,9
10 ans	74,9	79,0			
15 ans	69,7				
Ajustée pour le stade					
1 an	96,6	97,3	98,1	1,5	-1,0; 5,0
3 ans	88,6	90,2	92,8	4,2	0,6; 7,9
5 ans	82,2	84,9	87,5	5,4	0,6; 9,1
10 ans	74,2	77,7			
15 ans	72,3				
Selon le stade (survie à 5 ans)**					
TNM I	95,9	99,2	98,1	2,2	-4,0; 8,6
TNM II	83,4	83,4	89,2	5,8	-0,6; 11,2
TNM III	60,7	60,1	66,9	6,2	-10,6; 21,8
TNM IV	5,2 ^x	13,4 ^c	10,3 ^x	5,1	-4,8; 13,7

* La probabilité de survie relative ajustée, pour les décès non attribuables au cancer du sein, et reflète, spécifiquement, la probabilité de ne pas décéder du cancer du sein dans l'intervalle de temps spécifié suivant le diagnostic. Le dénominateur inclut les cas de CS infiltrants avec une date de décès ou de censure valide, soit 846, 1 035 et 1 034, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Le stade TNM est inconnu pour 15,7 %, 16,1 % et 13,8 % des CS infiltrants déclarés, respectivement, en 1993, 1998 et 2003. La survie relative à 5 ans dans ces groupes hétérogènes de patientes est de 73,5 %, 81,3 % et 84,3 % (différence 2003-1993 : 10,7 et IC : -3,4; 22,2).

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

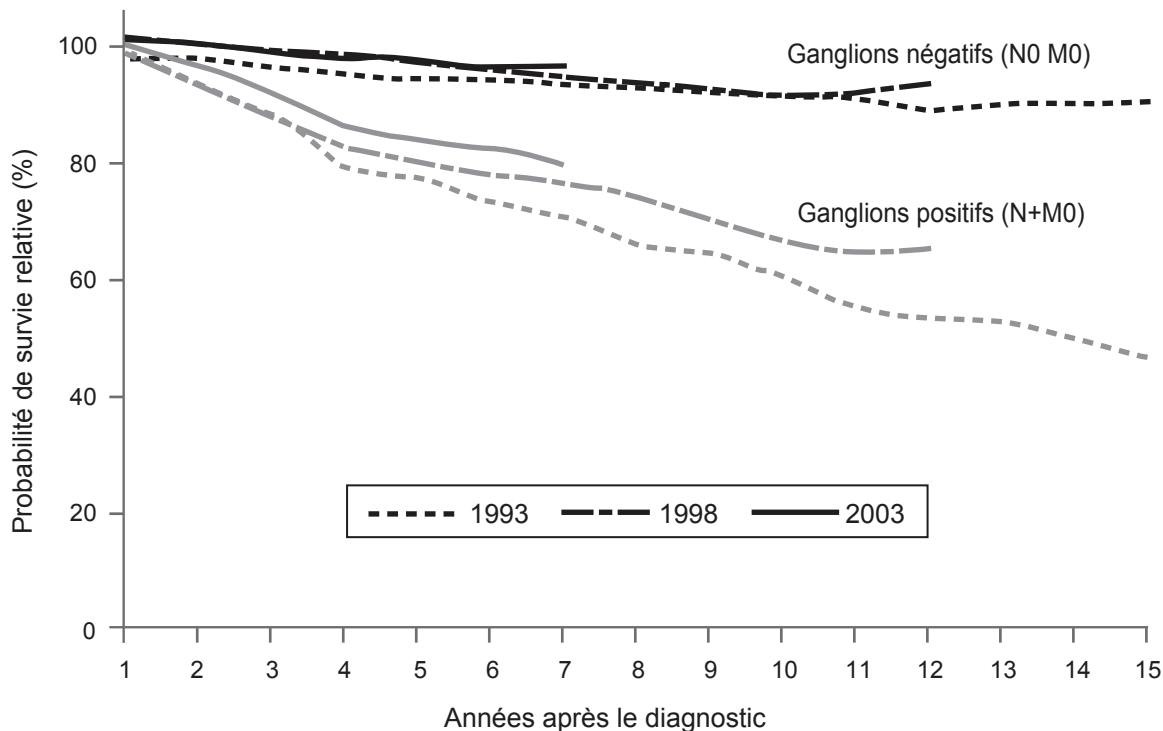


Figure 6 Survie relative selon l'année du diagnostic et l'étendue de la maladie au moment du diagnostic

Ce sont exclusivement les femmes de moins de 50 ans et celles de 70 ans et plus qui ont vu leur survie relative, ajustée pour le stade, s'améliorer entre 1993 et 2003; avec des progressions de 9 points de pourcentage dans chacun de ces deux groupes (tableau 11, figure 7). Chez les 50 à 69 ans, la survie relative ajustée pour le stade est demeurée constante, à un niveau vers lequel les deux autres groupes tendaient. Par conséquent, en 2003, la survie relative à 5 ans, ajustée pour le stade, des plus jeunes a rejoint celle des femmes de 50 à 69 ans, tandis que celle des plus âgées s'en est approchée. Chez les moins de 50 ans, le gain brut en survie (non ajusté pour le stade au diagnostic) a été moindre que le gain mesuré après ajustement pour le stade : 7,1 (IC : -0,3; 15,1) par rapport à 9,0 (IC : 1,4; 16,5) (tableau 11). À l'inverse chez les 70 ans et plus, le gain brut en survie dépassait le gain ajusté pour le stade; 11,4 (IC : -3,5; 24,8) par rapport à 9,2 (IC : -2,8; 17,8). Chez les 50 à 69 ans, l'évolution des survies brutes et celle des survies ajustées s'équivalaient : -2,0 (IC : -8,5; 1,2) par rapport à -1,3 (IC : -8,0; 1,4). L'annexe 2 montre que l'amélioration des survies était presque aussi importante chez les 80 ans et plus et les 75 à 79 ans que chez les 70 à 74 ans.

Tableau 11 Survie relative* à 5 ans — brute et ajustée pour le stade au diagnostic — des femmes atteintes d'un cancer du sein infiltrant, selon l'âge

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Brute					
< 50 ans	79,4	85,4	86,5	7,1	-0,3; 15,1
50-69 ans	90,0	87,6	87,9	-2,0	-6,5; 1,2
≥ 70 ans	72,5	85,2	84,0	11,4	-3,5; 24,8
Ajustée pour le stade					
< 50 ans	80,0	83,1	89,0	9,0	1,4; 16,5
50-69 ans	89,5	86,3	88,2	-1,3	-6,0; 1,4
≥ 70 ans	74,6	84,4	83,8	9,2	-2,8; 17,8

* La probabilité de survie relative ajustée, pour les décès non attribuables au cancer du sein, et reflète, spécifiquement, la probabilité de ne pas décéder du cancer du sein dans l'intervalle de temps spécifié suivant le diagnostic. Le dénominateur inclut les cas de CS infiltrants avec une date de décès ou de censure valide, soit 846, 1 035 et 1 034, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

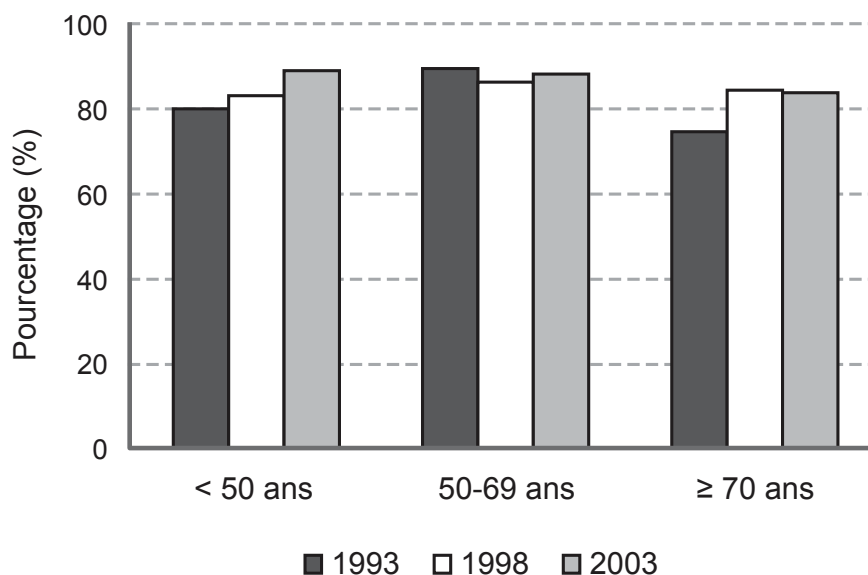


Figure 7 Survie relative à 5 ans — ajustée pour le stade au diagnostic — des femmes atteintes d'un cancer du sein infiltrant, selon l'âge

Le tableau 12 compare les survies relatives à 5 ans des patientes de 2003 dont le diagnostic était précédé ou non d'une mammographie de dépistage. Des cancers du sein diagnostiqués en 2003, 32 % l'étaient à la suite d'une mammographie de dépistage, dont 13 % parmi les moins de 50 ans, 45 % parmi les 50 à 69 ans et 20 %, parmi les 70 ans et plus. Par rapport aux cancers infiltrants de 2003 sans histoire de mammographie de dépistage dans l'année précédant le diagnostic, ceux avec une telle mammographie étaient moins sévères et jouissaient d'une survie relative à 5 ans d'environ 14 points de pourcentage supérieure. La survie spécifique à chaque stade était aussi meilleure. Les comparaisons directes entre cas de cancer détectés par dépistage et non détectés par dépistage sont toutefois empreintes de divers biais en rendant l'interprétation délicate(28). Nous les présentons donc ici sous toute réserve.

Tableau 12 Survie relative* à 5 ans — brute et spécifique à chaque stade — des femmes atteintes d'un cancer du sein infiltrant en 2003, selon que le diagnostic est précédé ou non d'une mammographie de dépistage*

	Diagnostic non précédé d'une mammographie de dépistage % (IC, 95 %)		Diagnostic précédé d'une mammographie de dépistage** % (IC, 95 %)	
Brute — population entière	82,8	79,3; 86,3	96,2	93,0; 99,2
Brute — selon l'âge				
< 50 ans	84,8	80,2; 89,2	100,9 [†]	100,8 [†] ; 101,0 [†]
50-69 ans	83,9	78,9; 88,8	93,7	89,6; 97,4
≥ 70 ans	78,7	72,3; 85,5	105,0 [†]	95,2; 112,4 [†]
Selon le stade				
TNM I	97,5	94,0; 100,7	98,9	95,0; 102,2 [†]
TNM II	87,9	83,7; 91,7	93,3	86,5; 98,8
TNM III	65,1	50,7; 78,7	77,0	45,9; 103,5 [†]
TNM IV	10,5	4,2; 18,6	—	—
Inconnu	80,0	69,6; 90,0	100,3 [†]	89,4; 109,2 [†]

* La probabilité de survie relative ajustée, pour les décès non attribuables au cancer du sein, et reflète, spécifiquement, la probabilité de ne pas décéder du cancer du sein dans l'intervalle de temps spécifié suivant le diagnostic. Le dénominateur inclut les cas de CS infiltrants avec une date de décès ou de censure valide, soit 1 034 en 2003 (288 avec mammographie de dépistage, 746 sans mammographie de dépistage).

** Nous considérons que le diagnostic fait suite à une mammographie de dépistage sur la base des informations du dossier médical et des réclamations pour mammographie de dépistage réalisées entre le 1^{er} janvier 2002 et le 31 décembre 2003 à la Régie de l'assurance maladie du Québec.

[†] Une probabilité de survie relative supérieure à 100 suggère que la survie observée parmi les patientes de l'étude est meilleure que la survie attendue chez ces mêmes patientes en absence de cancer.

4 DISCUSSION

4.1 SYNTHÈSE DES RÉSULTATS

Au Québec, entre 1993 et 2003, période de l'implantation du PQDCS et de la diffusion de plusieurs standards de pratique en cancer du sein, il y a eu un net accroissement des cas de cancer du sein diagnostiqués au stade non infiltrant (CCIS), essentiellement parmi les femmes de 50 à 69 ans. Le profil des cancers du sein infiltrants s'est dégradé parmi les femmes de moins de 50 ans tandis qu'il s'est amélioré légèrement chez les 50 à 69 ans et les 70 ans et plus.

La caractérisation histopathologique des cancers a considérablement évolué. En 2003, chaque caractéristique tumorale pour laquelle il existe un consensus voulant qu'elle soit documentée (taille, grade, récepteurs hormonaux, marges de résection, envahissement vasculo-lymphatique) était mentionnée dans au-delà de 90 % des dossiers médicaux. Seule la mention de l'envahissement ganglionnaire chez les femmes de 70 ans et plus manquait à une proportion substantielle de dossiers. En 2003, il ne restait que 6 % des CCIS qui subissaient une dissection axillaire.

En 2003, 94 % des cas de CCIS et 72 % des cas infiltrants étaient traités par mastectomie conservatrice. À la suite d'une mastectomie conservatrice, 82 % des CCIS et 96 % des cas infiltrants de stade TNM I, II et III recevaient de la radiothérapie. Et durant la période d'observation, les traitements locorégionaux (chirurgie et radiothérapie) ont eu tendance à s'harmoniser entre les plus âgées et les plus jeunes. L'administration de traitements adjuvants se conformait aussi grandement aux recommandations cliniques avec 96 % de chimiothérapie parmi les moins de 50 ans avec envahissement ganglionnaire et 89 % d'endocrinothérapie parmi les 50 ans et plus avec envahissement ganglionnaire et récepteurs hormonaux positifs. Les indicateurs de traitement mesurés changeaient peu durant la période d'observation, sauf pour l'endocrinothérapie et les traitements néoadjuvants qui augmentaient. En 2003, 17 % des cas infiltrants initialement traités par mastectomie conservatrice étaient réopérés dans le cours du premier épisode de soins pour une seconde mastectomie partielle ou une mastectomie totale.

Le temps nécessaire pour que 95 % des CCIS soient opérés suivant la confirmation diagnostique est passé de 5 semaines, en 1993, à 17 semaines, en 2003, et, pour les cas infiltrants (en excluant ceux recevant un traitement néoadjuvant), ce même délai est passé de 7 à 12 semaines. Il fallait, en 2003, 14 semaines pour que 95 % des patientes aient commencé la chimiothérapie postopératoire, soit 5 semaines de moins qu'en 1993. Le délai à la radiothérapie postopératoire était, en 2003, de 22 semaines. Les patientes avec et sans mammographie de dépistage étaient assujetties aux mêmes délais.

La survie relative à 5 ans, ajustée pour le stade, des patientes de 2003 avec un cancer du sein infiltrant était de 88 %, soit de 5 points supérieure à celle des patientes de 1993. Ce gain était plus marqué chez celles avec ganglions positifs, où l'amélioration a été de 6 points de pourcentage, entre 1993 et 2003; contre 3 points parmi celles sans ganglions atteints. Ce sont exclusivement les moins de 50 ans et les 70 ans et plus qui ont bénéficié d'amélioration de la survie ajustée pour le stade entre 1993 et 2003. La survie du groupe des 50 à 69 ans,

élevée en 1993 par rapport à la survie des femmes des deux autres groupes d'âge, est demeurée constante tandis qu'elle s'améliorait progressivement chez les autres. Chez les moins de 50 ans, le gain brut en survie (non ajusté pour le stade au diagnostic) a été de 2 points de pourcentage moindre que le gain mesuré après ajustement pour le stade. À l'inverse chez les 70 ans et plus, le gain brut en survie dépassait le gain ajusté pour le stade d'environ 2 points de pourcentage. Chez les 50 à 69 ans, les tendances des survies brutes et ajustées s'équivalaient.

4.2 FORCES ET FAIBLESSES DE L'ÉTUDE

Trois éléments permettent de croire que les échantillons étudiés sont représentatifs de l'ensemble des cas incidents de cancer du sein du Québec : premièrement, les cas ont été identifiés par l'intermédiaire du FTQ, dont l'exhaustivité est de 98,8 % pour le cancer du sein(29); deuxièmement, les hôpitaux et les cas ont été sélectionnés aléatoirement; et troisièmement, chaque échantillon contient environ 20 % de la population totale. De même, pour garantir la qualité et l'uniformité des données colligées dans les dossiers médicaux, seulement quelques archivistes ont procédé à l'ensemble de la collecte dans les hôpitaux du Québec, et ce, avec un formulaire numérique standardisé et sous la supervision des chercheurs. D'autre part, nous avons eu recours au fichier administratif de la RAMQ pour déterminer les dates du décès ou de censure nécessaires aux analyses de survie, évitant ainsi de devoir émettre un postulat sur le statut vital des femmes à la fin du suivi. R. Louchini(30) a montré que les dates de décès du fichier administratif de la RAMQ comportaient très peu d'erreurs par rapport au Fichier des décès.

Dans cette étude, nous avons présumé que l'établissement signalant le cancer au Fichier des tumeurs prodiguait l'ensemble des soins. Or une petite fraction des patientes ont sûrement reçu des soins dans plus d'un établissement. De même, certains traitements, comme l'endocrinothérapie, ont pu être prescrits en dehors de l'hôpital. À cet égard, nous procéderons sous peu à une étude vérifiant la fiabilité du dossier médical pour mesurer le recours à l'endocrinothérapie. Nous avons aussi présumé que le dossier médical reflétait l'ensemble des actes posés alors que le personnel soignant a pu dans certains cas omettre d'inscrire un résultat d'examen négatif. Par ailleurs, surtout chez les plus âgées, des contre-indications médicales ou préférences de la patiente ont pu justifier des soins dérogeant des recommandations; or nos analyses n'en tiennent pas compte. Aucune des analyses présentées dans ce rapport n'est ajustée pour les comorbidités des patientes. Il est également possible que des cas de récives aient été considérés comme des premiers cancers du sein, si la date de déclaration du premier épisode du cancer précédait le 1^{er} janvier 1984, mais ceci représenterait très peu de cas.

4.3 INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS

4.3.1 Sévérité de la maladie au moment du diagnostic

Chez les femmes de 50 à 69 ans, l'accroissement des cas de CCIS reflète la progression du taux de couverture à la mammographie dans la décennie 1990, progression attribuable, avant 1998, principalement au dépistage opportuniste, puis progressivement systématisé sous le PQDCS. Le taux de couverture à la mammographie indique la proportion de femmes

ayant passé au moins une mammographie de dépistage ou de diagnostic bilatérale au cours d'une période de 24 mois. Au Québec entre 1989 et 2000, ce taux a progressé de 40 points de pourcentage chez les femmes de 50 à 69 ans (passant de 22 à 62 %), contre 10 points chez les femmes de 70 ans et plus (passant de 8 à 18 %)(31). Après 2000, les progressions ont été beaucoup plus modestes dans les deux groupes. Chez les plus jeunes, bien que le taux ait fluctué (hausse entre 1989 et 1992, puis baisse entre 1992 et 2000), il est dans l'ensemble demeuré stable autour de 23 % chez les 40 à 49 ans et à 3 % chez les 20 à 39 ans(31).

Chez les femmes de moins de 50 ans, le profil des cancers infiltrants au moment du diagnostic (distribution du stade au diagnostic) s'est détérioré entre 1993 et 2003. Toutefois l'évolution variait passablement selon les centres hospitaliers (résultats non présentés). En 1993, par rapport au profil des cas provenant des hôpitaux à volume élevé de cancer du sein (≥ 90 cas par année), les cas provenant des hôpitaux à volume intermédiaire (entre 30 et 90 cas par année) ou faible (< 30 cas par année) avaient un profil au moment du diagnostic qui apparaissait nettement favorable. Par la suite, leur profil rejoignait celui des hôpitaux à volume élevé donnant l'impression, qu'entre 1993 et 2003, le profil des cancers du sein s'était dégradé dans les hôpitaux à volume intermédiaire et faible. Le perfectionnement des pratiques et techniques employées pour investiguer les cancers peut entraîner une apparente détérioration de la distribution du stade au diagnostic dans le temps sans qu'il n'y ait de changement réel de la sévérité de la maladie au diagnostic. On décèle mieux les extensions locorégionales et distales discrètes qui autrefois n'étaient pas pris en compte dans la détermination du stade. Ce phénomène est appelé « migration du stade » (ou phénomène Will Rogers)(34). Il a été évoqué en cancer du sein avec l'avènement de méthodes immunohistochimiques ou moléculaires pour analyser le ganglion sentinelle, mais aussi avec le recours à d'autres techniques pour détecter les extensions locorégionales(35-37). L'apparente détérioration de la distribution du stade au diagnostic que nous observons, entre 1993 et 2003, dans les hôpitaux à volume faible et intermédiaire, mais pas dans les hôpitaux à volume élevé, pourrait bien résulter d'un phénomène Will Rogers. Cela suggérerait que le perfectionnement des pratiques et techniques d'investigation des cancers du sein serait advenu, au Québec, avant 1993 dans les centres hospitaliers à volume élevé et entre 1993 et 2003 dans les centres hospitaliers à volume intermédiaire et faible. Des analyses complémentaires seraient cependant nécessaires pour confirmer cette hypothèse.

Malgré une progression marquée du taux de couverture à la mammographie chez les 50 à 69 ans, la sévérité de la maladie des cas infiltrants de ce groupe a peu changé entre 1993 et 2003. Par contre, déjà en 1993, la proportion des tumeurs de petite taille y était nettement plus élevée que dans les autres groupes d'âge. Ceci suggère que les principaux facteurs susceptibles de devancer le diagnostic des cas infiltrants comme la sensibilisation à l'importance de consulter tôt en présence de symptômes, l'accès rapide aux examens diagnostiques et le dépistage agissaient bien avant 1993 chez les femmes de cette tranche d'âge. D'ailleurs, les répartitions des tumeurs précoces et avancées que nous avons mesurées en 1993 et 1998, chez les 50 à 69 ans, sont comparables à celles atteintes par d'autres nations à la fin de la mise en place de leur programme systématique de dépistage(32, 33). Plus que d'augmenter la détection précoce des tumeurs infiltrantes,

l'implantation du PQDCS à partir de 1998 a peut-être surtout permis d'uniformiser l'accès aux services de détection précoce pour les femmes de 50 à 69 ans. C'est du reste ce que suggère l'évolution des pourcentages de CCIS déclarés selon la taille des hôpitaux. Avant 1998, les hôpitaux à volume élevé de cancers du sein déclaraient beaucoup plus de CCIS que les hôpitaux à volume intermédiaire ou faible. Après 1998, ces différences s'estompent (résultats non présentés). Et comme chez les femmes de moins de 50 ans, l'évolution du profil des cas infiltrants variait selon le volume annuel de cancer du sein des hôpitaux (résultats non présentés). Nous pouvons donc penser que les changements eu égard à la détection précoce mais aussi eu égard aux pratiques et techniques d'investigation des cas ne seraient pas advenus au même moment dans les hôpitaux à volume élevé, intermédiaire et faible. Il s'avère par conséquent plausible, tout particulièrement dans les hôpitaux à volume intermédiaire et faible de cancer du sein, qu'un phénomène Will Rogers masque l'amélioration du stade au diagnostic vraisemblablement survenu avec l'augmentation de la couverture à la mammographie. Des analyses complémentaires seraient nécessaires pour le confirmer.

Chez les 70 ans et plus, l'augmentation de la proportion des cancers infiltrants de petite taille sans progression parallèle de la détection des CCIS suggère que, au-delà de la croissance du dépistage opportuniste, des facteurs comme la sensibilisation à l'importance de consulter promptement en présence de symptômes et l'accès rapide aux tests diagnostiques ont continué à évoluer dans ce groupe jusqu'au début des années 2000. D'ailleurs, le taux de couverture à la mammographie n'a fait qu'un bond modeste dans ce groupe durant la période d'observation. Contrairement aux femmes plus jeunes, chez les 70 ans et plus, l'évolution du profil des cas au diagnostic ne variait pas selon le volume annuel de cancer du sein des hôpitaux (résultat non présenté).

4.3.2 Caractérisation histopathologique et traitements des cancers

L'investigation du cancer du sein a grandement évolué au cours des années 1990(1), et les indicateurs de caractérisation mesurés en font foi. L'évaluation histopathologique des ganglions axillaires diminue avec l'âge, mais, comme l'indique l'annexe 2, la démarcation devient manifeste surtout à 80 ans. Il en est de même, d'ailleurs, pour les marqueurs récents que nous avons mesurés (ganglion sentinelle et Her-2/Neu). L'évolution divergente du profil des cas au diagnostic selon le volume annuel de cancer du sein des hôpitaux, tout particulièrement apparente chez les femmes de moins de 50 ans, suggère que des changements dans la recherche des extensions locorégionales se soient opérés entre 1993 et 2003 dans les hôpitaux à volume intermédiaire et faible de cancer du sein. Ces changements se seraient opérés plus tôt dans les hôpitaux à volume élevé.

Les démonstrations d'efficacité de la mastectomie conservatrice suivie de radiothérapie, comme solution de rechange à la mastectomie totale, ont commencé à émerger au milieu des années 1980, et les présents résultats illustrent l'adhésion rapide des cliniciens québécois aux consensus cliniques qui en ont découlé(1). De même, comme l'expose l'annexe 2, les traitements locorégionaux se sont harmonisés entre les groupes d'âge au fil du temps et, en 2003, la démarcation entre les plus jeunes et les plus âgées se situait davantage à 80 qu'à 70 ans. L'efficacité de la chimiothérapie et de l'endocrinothérapie adjuvante chez les patientes avec une extension régionale s'établit aussi à partir du milieu

des années 1980(1, 17, 18), et les présents résultats montrent, dès 1993, la concordance entre les pratiques et ces connaissances émergentes. La proportion des tumeurs considérées sensibles à l'endocrinothérapie a progressé de 10 points de pourcentage durant la période d'observation. Cela pourrait résulter de l'évolution des méthodes de dosage des récepteurs endocriniens et de l'abaissement progressif du seuil de positivité.

4.3.3 Les délais entre les principales étapes de soins

Les délais (50^e et 95^e percentiles en jours) entre le moment de la confirmation diagnostique et la date de la première chirurgie se sont allongés tandis que ceux entre la date de la chirurgie définitive et le début des traitements adjuvants se sont écourtés. Fait rassurant, malgré des allongements du délai à la chirurgie similaires dans les trois groupes d'âge, la survie au cancer du sein s'est améliorée dans deux d'entre eux alors qu'elle demeurait stable dans l'autre. Les données dont nous disposons pour réaliser la présente étude ne nous permettent pas de vérifier dans quelle mesure des changements dans les pratiques, comme l'intensification de la caractérisation des nouveaux cancers, et des changements dans l'organisation des soins en cancer du sein au Québec auraient pu influencer sur les délais. Les services de radiothérapie, tout particulièrement, étaient en profonde transformation au Québec au début des années 2000, et les délais touchant la radiothérapie se sont vraisemblablement beaucoup écourtés depuis le moment où nous les avons mesurés(19).

4.3.4 La survie au cancer du sein mesurée par l'intermédiaire de la survie relative

À l'instar d'autres chercheurs(38-41), nous avons utilisé la survie au cancer stratifiée selon l'avancement de la maladie au diagnostic ou ajusté pour l'avancement de la maladie au diagnostic pour estimer les retombées des progrès thérapeutiques sur la létalité de la maladie. Nous entendons par progrès thérapeutiques le développement de nouveaux traitements plus efficaces, mais aussi l'application plus efficiente des traitements existants (meilleur arrimage du traitement aux caractérisations de la tumeur, meilleure observance au traitement, etc.). Ainsi, les avancées thérapeutiques advenues au cours des années 1990 expliqueraient une bonne part des gains en survie relative mesurés, entre 1993 et 2003, chez les femmes avec ganglions positifs. Elles expliqueraient aussi le gain, plus modeste, chez les femmes avec ganglions négatifs. Les retombées des avancées thérapeutiques pourraient toutefois être surestimées. Le fait que la stratification selon l'envahissement ganglionnaire ne permette pas de contrôler complètement l'évolution dans le temps du pronostic du cancer au diagnostic (par exemple, le fait que les cas avec ganglions positifs de 2003 puissent avoir des tumeurs de plus petite taille que leurs homologues de 1993) constitue une source possible de surestimation(40). Le phénomène de « migration du stade » décrit précédemment peut aussi contribuer à surestimer les retombées des avancées thérapeutiques. La redistribution du stade découlant des progrès dans la recherche des extensions locorégionales et distales, où chaque catégorie est épurée de ses cas les plus sévères transférés à la catégorie suivante, peut gonfler artificiellement la survie des années récentes par rapport aux années antérieures autant dans la strate avec ganglions positifs que dans celle avec ganglions négatifs(40).

Les gains en survie relative, ajustée pour le stade, observés chez les moins de 50 ans et les 70 ans et plus seraient aussi essentiellement l'expression des progrès thérapeutiques. Et dans chaque groupe d'âge, les progrès profiteraient davantage aux cas avec extension régionale (ganglions positifs) qu'aux autres. Comme précédemment, cependant, l'effet des avancées thérapeutiques pourrait être surestimé par le phénomène de « migration du stade ». Chez les 50 à 69 ans, la survie ajustée pour le stade est demeurée stable, entre 1993 et 2003, à un niveau vers lequel les deux autres groupes d'âge tendent, suggérant que ces dernières aient bénéficié des avancées thérapeutiques avant les autres. Il n'en demeure pas moins qu'en 2003 les trois groupes d'âge tendaient vers des survies relatives à 5 ans, ajustées pour le stade, oscillant autour de 90 %. Des gains supplémentaires surviendront peut-être à l'avenir avec le développement de nouveaux marqueurs tumoraux permettant d'appliquer des traitements immunologiques, cytotoxiques ou endocriniens plus ciblés. À noter que l'évolution de la survie brute, c'est-à-dire non ajustée pour le stade au diagnostic, résulte de l'effet combiné des changements en ce qui concerne la détection précoce et les progrès thérapeutiques sur la létalité de la maladie. Le phénomène de « migration du stade » n'affecte pas la survie brute.

Mentionnons en terminant que la survie relative brute à 5 ans des femmes du Québec atteintes d'un cancer du sein infiltrant se comparait, au début des années 1990, à celle des femmes d'ailleurs. Elle se situait ici en 1993 à 82,8 % (IC : 78,0; 86,9), contre 82,5 % (IC : 81,9; 83,0), 83,9 % (IC : 83,7; 84,1) et 73,1 % (IC : 72,9; 73,4), entre 1990 et 1994, dans les registres de cancer canadiens, étatsuniens et européens, respectivement, participant au projet CONCORD(42).

4.4 CONCLUSION

Au Québec entre 1993 et 2003, les principaux changements dans la lutte contre le cancer du sein que nous avons documentés touchaient la détection des CCIS, une certaine amélioration du profil des cancers infiltrants chez les 50 à 69 et les 70 ans et plus, l'intensification de la caractérisation histopathologique ainsi que le rattrapage des 70 ans et plus pour les traitements. La survie ajustée pour le stade a progressé de 5 points de pourcentage, avec une quasi-disparition des différences de survie entre les groupes d'âge. L'évolution de la survie au cancer du sein était plus importante chez les cas avec ganglions positifs et semblait principalement le fruit des avancées thérapeutiques. L'apparente détérioration, entre 1993 et 2003, du profil des cas au moment du diagnostic chez les femmes de moins de 50 ans semble attribuable à un phénomène de « migration du stade » (meilleure détection des extensions locorégionales et distales discrètes au fil du temps) dans les hôpitaux avec un volume annuel de cancer du sein intermédiaire ou faible. Des analyses complémentaires seront cependant nécessaires pour confirmer cette hypothèse. Fait rassurant, en 2003, le profil des cancers du sein au diagnostic des femmes de moins de 50 ans traitées dans les hôpitaux avec un volume intermédiaire ou faible a rejoint celui de leurs homologues traitées dans les hôpitaux à volume élevé et la survie des patientes de moins de 50 ans a rejoint celle des patientes de 50 à 69 ans. Les résultats de la présente étude invitent à la vigilance quant au délai entre la confirmation diagnostique et le traitement chirurgical, à la prise en charge du groupe en expansion des CCIS, et aux particularités de la prise en charge des cas survenant après 70 ans. L'intégration au futur registre des cancers du Québec d'informations sur le stade au diagnostic et le développement d'interfaces entre

ce registre et les autres banques de données sociosanitaires faciliteront considérablement la surveillance de la lutte au cancer du sein au Québec. Le dossier médical demeurera néanmoins une source incontournable de renseignements pour documenter les changements dans les soins et en comprendre les causes et les effets. La standardisation lorsqu'elle est possible des informations qui y sont versées, comme le protocole opératoire et le régime chimiothérapeutique, serait donc souhaitable.

BIBLIOGRAPHIE

1. The Steering Committee on clinical practice guidelines for the care and treatment of breast cancer. CMAJ. 1998;158 Suppl 3:S1-S83.
2. Breast cancer guidelines. Cancer Care Ontario. www.cancercare.on.ca/toolbox/qualityguidelines/diseasesite/breast-ebs. 2009.
3. Breast Cancer Management Guidelines. British Columbia Cancer Agency. www.bccancer.bc.ca/HPI/CancerManagementGuidelines/Breast/1TumourSiteTypeDemographics.htm. 2009.
4. Comité de l'évolution des pratiques en oncologie (CEPO). Guide d'utilisation du trastuzumab (Herceptin^{MC}) dans le traitement adjuvant du cancer du sein, Mise à jour. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, Direction de la lutte au cancer. 2008;1-30.
5. Comité de l'évolution des pratiques en oncologie(CEPO). Guide d'utilisation de la capécitabine dans le traitement du cancer du sein avancé ou métastatique. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, Direction de la lutte au cancer. 2005;1-79.
6. CONCORD Working Group. CONCORD Working Group. www.lshtm.ac.uk/ncdeu/cancersurvival/concord/phase1/index.htm. 2009.
7. Hébert-Croteau N *et al.* Investigating the correlation between hospital of primary treatment and the survival of women with breast cancer. Cancer 2005;104:1343-8.
8. Hébert-Croteau N *et al.* A population-based study of the impact of delaying radiotherapy after conservative surgery for breast cancer. Breast Cancer Res Treat. 2004;88:187-96.
9. Hébert-Croteau N *et al.* Variations in the treatment of early-stage breast cancer in Quebec between 1988 and 1994. CMAJ. 1999;161:951-5.
10. Hébert-Croteau N *et al.* Time trends in systemic adjuvant treatment for node-negative breast cancer. J Clin Oncol. 1999;17:1458-64.
11. Hébert-Croteau N *et al.* Compliance with consensus recommendations for the treatment of early stage breast carcinoma in elderly women. Cancer 1999;85:1104-13.
12. Brisson J., Major D. Plan de surveillance de la lutte contre le cancer du sein I, Cadre conceptuel et indicateurs. Direction des communications du ministère de la Santé et des Services sociaux. 2000;1-76.
13. Brisson J., Major D. Plan de surveillance de la lutte contre le cancer du sein II, Évolution de la lutte contre le cancer du sein au Québec. Direction des communications du ministère de la Santé et des Services sociaux. 2000;1-74.

14. Perron L *et al.* Surveillance de la lutte contre le cancer du sein — évolution, entre 1993 et 1998, de l'étendue de la maladie au moment du diagnostic, des procédures d'investigation, du traitement et de la survie relative. Institut national de santé publique du Québec. 2005;1-101.
15. Programme québécois de lutte contre le cancer, Pour lutter efficacement contre le cancer, formons équipe. Ministère de la Santé et des Services sociaux, Gouvernement du Québec. 1997;1-185.
16. American Joint Committee on Cancer. AJCC cancer staging manual. New York: Springer-Verlag, 1997.
17. Systemic treatment of early breast cancer by hormonal, cytotoxic, or immune therapy. 133 randomised trials involving 31,000 recurrences and 24,000 deaths among 75,000 women. Early Breast Cancer Trialists' Collaborative Group. Lancet 1992;339: 1-15.
18. Systemic treatment of early breast cancer by hormonal, cytotoxic, or immune therapy. 133 randomised trials involving 31,000 recurrences and 24,000 deaths among 75,000 women. Early Breast Cancer Trialists' Collaborative Group. Lancet 1992;339:71-85.
19. Direction de la lutte contre le cancer. Orientations prioritaires 2007-2012 du Programme québécois de lutte contre le cancer. Direction des communications du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. 2007;1-43.
20. Direction de la lutte contre le cancer. Trajectoire de soins et de services en oncologie, Indicateurs d'accès. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. 2005;12-7.
21. Ederer F, Axtell LM, Cutler SJ. The relative survival rate: A statistical methodology. Natl. Cancer Inst. Monogr 1961;6:101-21.
22. Cochran WG. Sampling Techniques. New York.1977.
23. Lumley T. Survey: Analysis of complex survey samples. 2009.
24. R Development Core Team (2009). R: A language and environment for statistical computing. 2009.
25. Bernard PM, Lapointe C. Mesures statistiques en épidémiologie. 1991. Québec.
26. The management of ductal carcinoma *in situ* (DCIS). The Steering Committee on clinical practice guidelines for the care and treatment of breast cancer. Canadian Association of Radiation Oncologists. CMAJ 1998;158, Suppl 3:S27-S34.
27. Winchester DP, Strom EA. Standards for diagnosis and management of ductal carcinoma *in situ* (DCIS) of the breast. American College of Radiology. American College of Surgeons. College of American Pathologists. Society of Surgical Oncology. CA Cancer J Clin 1998;48:108-28.

28. Morrison A. *Screening in Chronic Disease*. New York. 1992.
29. Brisson J, Major D, Pelletier E. Évaluation de l'exhaustivité du fichier des tumeurs du Québec. Institut national de santé publique du Québec. 2003.1-35.
30. Louchini R. La survie au cancer pour les nouveaux cas déclarés au Québec en 1992, Qualité des données, Probabilité de survie relative à cinq ans. Institut national de santé publique du Québec. 2002.
31. Vandal N *et al.* Évolution de la mortalité par cancer du sein depuis l'implantation du programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS). Institut national de santé publique du Québec. 2009.1-16.
32. McCann J, Stockton D, Day N. Breast cancer in East Anglia: The impact of the breast screening programme on stage at diagnosis. *J Med Screen* 1998;5:42-8.
33. Hofvind S, Sorum R, Thoresen S. Incidence and tumor characteristics of breast cancer diagnosed before and after implementation of a population-based screening-program. *Acta Oncol* 2008;47:225-31.
34. Feinstein AR, Sosin DM, Wells CK. The Will Rogers phenomenon. Stage migration and new diagnostic techniques as a source of misleading statistics for survival in cancer. *N Engl.J Med* 1985;312:1604-8.
35. Bolster MJ *et al.* More tumor-affected lymph nodes because of the sentinel lymph node procedure but no stage migration, because the 2002 TNM classifies small tumor deposits as pathologic N0 breast cancer. *Cancer* 2009;115:5589-95.
36. Galimberti V *et al.* Stage migration after biopsy of internal mammary chain lymph nodes in breast cancer patients. *Ann Surg Oncol* 2002;9:924-8.
37. Singletary SE *et al.* Revision of the American Joint Committee on cancer staging system for breast cancer. *J Clin Oncol* 2002;20:3628-36.
38. Chu KC *et al.* Recent trends in U.S. breast cancer incidence, survival, and mortality rates. *J Natl.Cancer Inst.* 1996;88:1571-9.
39. Ugnat AM *et al.* Survival of women with breast cancer in Ottawa, Canada: Variation with age, stage, histology, grade and treatment. *Br J Cancer* 2004;90:1138-43.
40. Elkin EB *et al.* The effect of changes in tumor size on breast carcinoma survival in the U.S.: 1975-1999. *Cancer* 2005;104:1149-57.
41. Jemal A *et al.* Annual report to the nation on the status of cancer, 1975-2001, with a special feature regarding survival. *Cancer* 2004;101:3-27.
42. Coleman MP *et al.* Cancer survival in five continents: A worldwide population-based study (CONCORD). *Lancet Oncol.* 2008;9:730-56.

ANNEXE 1

RÉPARTITIONS DÉTAILLÉES DES INDICATEURS DE SÉVÉRITÉ DE LA MALADIE AU MOMENT DU DIAGNOSTIC DES CANCERS DU SEIN INFILTRANTS

RÉPARTITIONS DÉTAILLÉES DES INDICATEURS DE SÉVÉRITÉ DE LA MALADIE AU MOMENT DU DIAGNOSTIC DES CANCERS DU SEIN INFILTRANTS

Tableau 1.1 Taille de la tumeur au moment du diagnostic des cancers du sein infiltrants*

Taille de la tumeur (cm)	1993 (n = 824) (%)**	1998 (n = 1018) (%)**	2003 (n = 987) (%)**
≤ 1	16,3	20,5	21,0
> 1-2	46,3	43,7	40,4
> 2-3	19,6	21,4	21,7
> 3-4	9,6	6,4	7,8
> 4	8,2	8,0	9,1

* Comparaison des distributions de 1993 et de 2003 : valeur p = 0,03.

** Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont la taille de la tumeur était consignée dans le dossier médical.

Tableau 1.2 Nombre de ganglions axillaires envahis au moment du diagnostic des cancers du sein infiltrants*

Nombre de ganglions axillaires envahis	1993 (n = 702) (%)**	1998 (n = 848) (%)**	2003 (n = 851) (%)**
0	63,3	60,1	60,3
1-3	25,0	26,9	25,8
≥ 4	11,7	13,0	13,9

* Comparaison des distributions de 1993 et de 2003 : valeur p = 0,32.

** Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont l'envahissement axillaire, mesuré à la pathologie, était consigné dans le dossier médical.

Tableau 1.3 Stade TNM au moment du diagnostic des cancers du sein infiltrants*

Stade TNM	1993 (n = 713) (%)**	1998 (n = 879) (%)**	2003 (n = 891) (%)**
I	43,4	46,5	43,9
II	46,2	43,7	43,3
III	6,6	7,3	6,7
IV	3,8 ^c	2,5	6,1

* Comparaison des distributions 1993-2003 : valeur p = 0,33.

** Le dénominateur inclut seulement les cas de cancer du sein infiltrant chez qui nous avons pu reconstituer le stade TNM.

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

ANNEXE 2

**RÉPARTITION DES PRINCIPAUX INDICATEURS MESURÉS SELON
L'ÂGE EN CINQ CATÉGORIES (< 50, 50-69, 70-74, 75-79, ≥ 80)**

RÉPARTITION DES PRINCIPAUX INDICATEURS MESURÉS SELON L'ÂGE EN CINQ CATÉGORIES (< 50, 50-69, 70-74, 75-79, ≥ 80)

Cette annexe montre la répartition des principaux indicateurs mesurés selon l'âge où le groupe des 70 ans et plus est fractionné en trois sous-groupes (70 à 74, 75 à 79 et 80 ans et plus). On observe que, sauf pour l'administration de radiothérapie postopératoire et la survie, le rattrapage dans le temps entre les femmes les plus jeunes et plus âgées touche surtout les 70 à 74 et les 75 à 79 ans. Et en 2003, la démarcation entre les femmes les plus jeunes et les plus âgées pour presque tous les indicateurs se situe à 80 plutôt qu'à 70 ans.

Tableau 2.1 Répartition des principaux indicateurs mesurés selon l'âge en cinq catégories

	1993 (%)*	1998 (%)*	2003 (%)*	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Tumeur de ≤ 1 cm au moment du diagnostic*					
< 50 ans	12,2	17,3	14,6	2,3	-3,3; 8,0
50-69 ans	21,5	25,1	25,7	4,2	-2,1; 10,6
70-74 ans	17,4 ^c	16,3 ^x	29,2	11,7	1,3; 22,2
75-79 ans	7,4 ^x	17,7 ^x	16,1 ^c	8,8	0,1; 17,5
≥ 80 ans	6,4 ^x	11,0 ^x	6,0 ^x	-0,5	-7,5; 6,5
Envahissement ganglionnaire mesuré en histopathologie**					
< 50 ans	91,8	92,8	93,0	1,2	-3,0; 5,3
50-69 ans	89,9	88,8	92,3	2,5	-2,4; 7,3
70-74 ans	67,9	78,3	78,6	10,7	-5,7; 27
75-79 ans	70,4	62,4	62,6	-7,8	-21,9; 6,3
≥ 80 ans	31,3 ^c	40,8 ^c	37,6	6,4	-11,5; 24,2
Chirurgie ganglion sentinelle[†]					
< 50 ans			31,9		
50-69 ans			34,1		
70-74 ans			31,1 ^c		
75-79 ans			21,8 ^c		
≥ 80 ans			6,3 ^x		
Mesure de l'oncogène Her-2/Neu[‡]					
< 50 ans			60,6		
50-69 ans			50,9		
70-74 ans			41,0		
75-79 ans			48,3		
≥ 80 ans			37,1		

Tableau 2.2 Répartition des principaux indicateurs mesurés selon l'âge en cinq catégories (suite)

	1993 (%)*	1998 (%)*	2003 (%)*	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Mastectomie partielle (MP)[§]					
< 50 ans	81,9	81,3	68,0	-13,8	-25,1; -2,5
50-69 ans	76,4	81,2	77,2	0,8	-6,8; 8,3
70-74 ans	59,8	68,0	69,8	10,0	-7,8; 27,9
75-79 ans	53,0	68,4	79,3	26,3	13,4; 39,2
≥ 80 ans	58,2 ^c	57,1	53,1	-5,1	-26,6; 16,4
Radiothérapie post MP^{§§}					
< 50 ans		99,3	99,3	0,0	-1,3; 1,4
50-69 ans		94,0	96,2	2,2	-1,2; 5,6
70-74 ans		90,2	94,6	4,5	-4,4; 13,4
75-79 ans		94,3	90,5	-3,8	-14,6; 6,9
≥ 80 ans		56,3 ^c	73,2	16,9	-14,1; 47,8
Survie relative brute à 5 ans[¥]					
< 50 ans	79,4	85,4	86,5	7,1	-0,3; 15,1
50-69 ans	90,0	87,6	87,9	-2,0	-6,5; 1,2
70-74 ans	75,7	89,3	89,0	13,3	-2,7; 28,9
75-79 ans	71,4	89,3	81,6	10,2	-10,3; 22,9
≥ 80 ans	68,5 ^c	77,6	79,3	10,9	-19,2; 33,1

* Proportion des CS infiltrants avec une tumeur de 1 cm ou moins au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont la taille de la tumeur était consignée dans le dossier médical, soit 824, 1 018 et 987, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Proportion des CS infiltrants avec une évaluation histopathologique des ganglions axillaires. Le dénominateur inclut tous les CS infiltrants à l'exception des stades T1 microinvasif (T1mic), soit 843, 1 031 et 1 017, respectivement.

† Proportion des CS infiltrants avec une chirurgie du ganglion sentinelle accompagnée ou non d'une dissection axillaire. Les intervalles de confiance à 95 % sont pour chaque groupe d'âge dans l'ordre des femmes les plus jeunes aux plus âgées : 25-39, 28-40, 21-43, 13-35, 2-20.

‡ Proportion des CS infiltrants avec une mesure de l'expression de l'oncogène Her-2/neu. Les intervalles de confiance à 95 % sont pour chaque groupe d'âge dans l'ordre des femmes les plus jeunes aux plus âgées : 52-69, 44-58, 30-53, 37-59, 28-48.

§ Proportion des CS infiltrants traités par mastectomie partielle. Le dénominateur inclut l'ensemble des CS infiltrants, soit 847, 1 038 et 1 034, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

§§ Proportion des CS infiltrants qui reçoivent de la radiothérapie à la suite de la mastectomie partielle. Le dénominateur inclut les CS infiltrants de stade TNM I, II, III traités par mastectomie partielle, soit 634, en 1998, et 632, en 2003.

¥ La probabilité de survie relative ajustée, pour les décès non attribuables au cancer du sein, et reflète, spécifiquement, la probabilité de ne pas décéder du cancer du sein dans l'intervalle de temps spécifié suivant le diagnostic. Le dénominateur inclut les cas de CS infiltrants avec une date de décès ou de censure valide, soit 846, 1 035 et 1 034, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

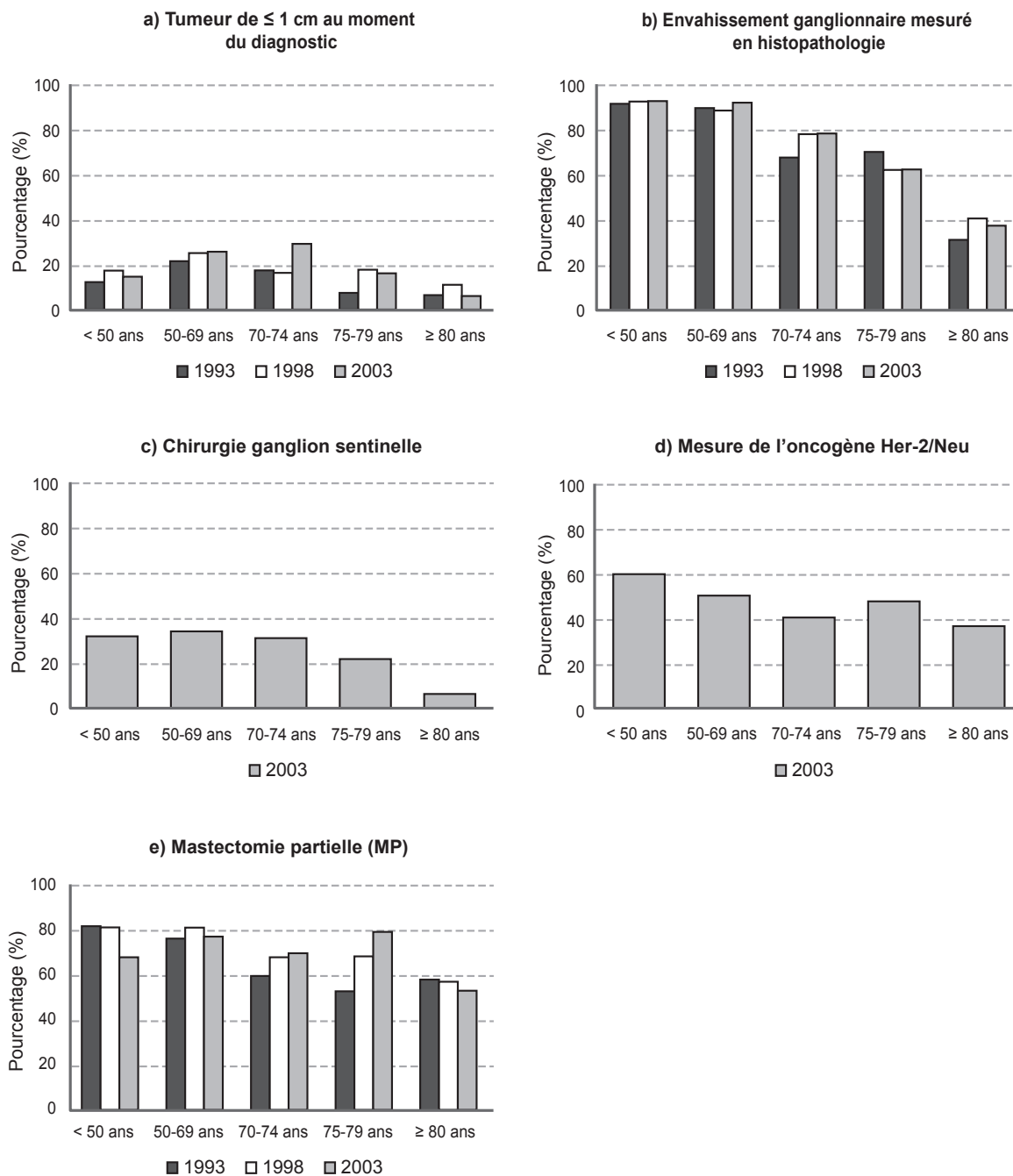


Figure 2.1 Répartition des principaux indicateurs mesurés selon l'âge en cinq catégories

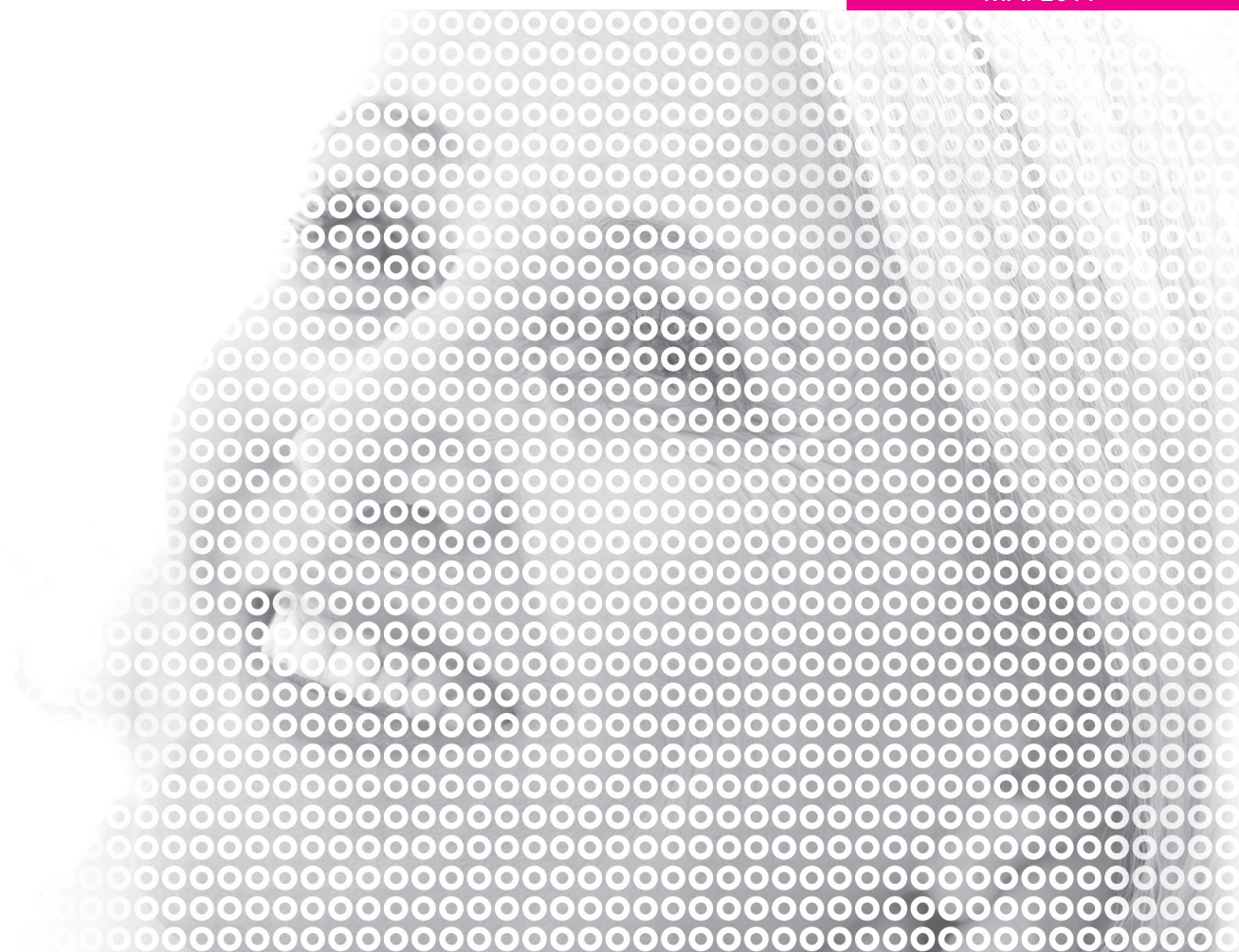
*Institut national
de santé publique*

Québec



ÉVOLUTION DE LA DÉTECTION PRÉCOCE, L'INVESTIGATION, LE TRAITEMENT ET LA SURVIE CHEZ LES FEMMES AVEC UN CANCER DU SEIN DIAGNOSTIQUÉ ENTRE 1993 ET 2003 AU QUÉBEC

MAI 2011



Institut national de santé publique du Québec

ÉVOLUTION DE LA DÉTECTION PRÉCOCE, L'INVESTIGATION, LE TRAITEMENT ET LA SURVIE CHEZ LES FEMMES AVEC UN CANCER DU SEIN DIAGNOSTIQUÉ ENTRE 1993 ET 2003 AU QUÉBEC

MAI 2011

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services
Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

*Institut national
de santé publique*

Québec 

AUTEURS

Linda Perron, m.d., FRCP, Ph. D.

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Centre hospitalier affilié universitaire de Québec (CHAUQ)

Hôtel-Dieu de Lévis

Département de médecine sociale et préventive, Université Laval

Diane Major, Ph. D.

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Unité de recherche en santé des populations, Centre hospitalier affilié universitaire de Québec (CHAUQ)

Département de médecine sociale et préventive, Université Laval

Nicole Hébert-Croteau, m.d., Ph. D.

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Centre de recherche, Hôpital Charles-Lemoyne

Jacques Brisson, m.d., D.Sc.

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Unité de recherche en santé des populations et Centre des maladies du sein Deschênes-Fabia, Centre hospitalier affilié

universitaire de Québec (CHAUQ)

Département de médecine sociale et préventive, Université Laval

SECRETARIAT

Sylvie Muller

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

ARCHIVISTES MÉDICALES

Karine Pinard

Roxanne Desharnais

Luce Beaulieu

Nadia Hébert

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

STATISTIENS

Caroline Bédard

Jean-Marc Daigle

Pastelle Ladouceur-Kègle

Valérie Roy

Nathalie Vandal

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques

Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services, Institut national de santé publique du Québec

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec au : <http://www.inspq.qc.ca>.

Les reproductions à des fins d'étude privée ou de recherche sont autorisées en vertu de l'article 29 de la Loi sur le droit d'auteur. Toute autre utilisation doit faire l'objet d'une autorisation du gouvernement du Québec qui détient les droits exclusifs de propriété intellectuelle sur ce document. Cette autorisation peut être obtenue en formulant une demande au guichet central du Service de la gestion des droits d'auteur des Publications du Québec à l'aide d'un formulaire en ligne accessible à l'adresse suivante : <http://www.droitauteur.gouv.qc.ca/autorisation.php>, ou en écrivant un courriel à : droit.auteur@cspq.gouv.qc.ca.

Les données contenues dans le document peuvent être citées, à condition d'en mentionner la source.

DÉPÔT LÉGAL – 2^e TRIMESTRE 2011

BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES NATIONALES DU QUÉBEC

BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES CANADA

ISBN : 978-2-550-62062-4 (VERSION IMPRIMÉE)

ISBN : 978-2-550-62063-1 (PDF)

©Gouvernement du Québec (2011)

REMERCIEMENTS

Cette étude a été financée par le ministère de la Santé et des Services sociaux (Direction générale de la santé publique et Direction générale des services de santé et médecine universitaire) et par Santé Canada.

Les auteurs remercient vivement les réviseurs externes pour leurs précieuses suggestions et leur contribution à la qualité générale et à la rigueur de ce document :

D^r Jean Robert, chirurgien général, Hôpital du Saint-Sacrement (CHAUQ);

D^{re} Julie Lemieux, hémato-oncologue, Hôpital du Saint-Sacrement (CHAUQ).

Les personnes suivantes ont aussi contribué à la préparation de ce rapport en fournissant soutien, information et conseils, et nous leur adressons tous nos remerciements :

M^{me} Marie-Claude Giguère, Régie de l'assurance maladie du Québec;

M. Michel Beaupré, ministère de la Santé et des Services sociaux.

Les auteurs assument l'entière responsabilité de la forme et du contenu définitifs du présent document. Les conclusions et recommandations ne reflètent pas forcément les opinions des lecteurs externes ou des autres personnes consultées dans le cadre de cette étude.

Enfin, les auteurs sont très reconnaissants auprès des directeurs des services professionnels et des services des archives des établissements qui ont accepté de participer à cette étude pour l'indéfectible soutien accordé à l'équipe au cours de la collecte des données.

Centre hospitalier Beauce-Etchemin

Centre hospitalier d'Amqui

Centre hospitalier de Jonquière

Centre hospitalier de la région de l'Amiante

Centre hospitalier de l'Archipel

Centre hospitalier de St. Mary

Centre hospitalier Hôtel-Dieu d'Amos

Centre hospitalier Laurentien

Centre hospitalier régional de Lanaudière

Centre hospitalier régional de Rimouski

Centre hospitalier régional de Sept-Îles

Centre hospitalier régional de Trois-Rivières (Pavillon St-Joseph)

Centre hospitalier régional du Grand-Portage

Hôpital Anna-Laberge

Hôpital Barrie Memorial

Hôpital Brome-Missisquoi-Perkins

Hôpital Charles LeMoyne

Hôpital de Chicoutimi

Hôpital de Gatineau

Hôpital de Hull
Hôpital de la Cité-de-la-Santé
Hôpital de La Malbaie
Hôpital de Lachine
Hôpital de LaSalle
Hôpital de l'Enfant Jésus
Hôpital de Maria
Hôpital de Papineau
Hôpital de St-Eustache
Hôpital de Val-d'Or
Hôpital du Haut-Richelieu
Hôpital du Sacré-Cœur de Montréal
Hôpital du Saint-Sacrement
Hôpital Fleurimont
Hôpital général de Montréal
Hôpital général du Lakeshore
Hôpital général juif - Sir Mortimer B. Davis
Hôpital Honoré-Mercier
Hôpital Hôtel-Dieu de Gaspé
Hôpital La Providence
Hôpital Le Royer
Hôpital Maisonneuve-Rosemont
Hôpital Notre-Dame
Hôpital Pierre-Boucher
Hôpital Pierre-Le Gardeur
Hôpital Royal Victoria
Hôpital Sainte-Croix
Hôpital Saint-François d'Assise
Hôpital Santa Cabrini
Hôtel-Dieu d'Arthabaska
Hôtel-Dieu de Lévis
Hôtel-Dieu de Montmagny
Hôtel-Dieu de Montréal
Hôtel-Dieu de Québec
Hôtel-Dieu de Roberval
Hôtel-Dieu de Sherbrooke
Hôtel-Dieu de Sorel
Hôtel-Dieu de St-Jérôme
Institut universitaire de cardiologie et de pneumologie de Québec (Hôpital Laval)

PRÉFACE

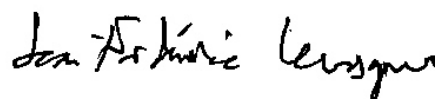
Depuis 1990, diverses initiatives ayant pour objectif de lutter contre le cancer du sein ont vu le jour au Québec. La diffusion de nombreux guides de pratique, l'élaboration du Programme québécois de lutte contre le cancer et l'implantation et, depuis mai 1998, du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) ont sans doute contribué à la mise en place d'une approche intégrée de lutte contre le cancer du sein. Ces initiatives s'inscrivent dans la poursuite de la systématisation des pratiques cliniques visant à accroître leur impact sur la santé des femmes à risque de développer un cancer du sein et de celles qui en sont atteintes.

L'Institut national de santé publique du Québec soutient ces initiatives par la création de connaissances qui documentent les interventions réalisées à ce jour. Le présent rapport étudie en détail l'évolution des cas de cancer du sein déclarés au Québec en 1993, 1998 et 2003. Il apporte des connaissances scientifiques qui permettent un éclairage sur la sévérité de la maladie, les pratiques d'investigation et de traitement, les délais des principales étapes de soins et les probabilités de survie.

Les données de ce rapport reposent sur un échantillonnage aléatoire d'environ 20 % de tous les cancers du sein déclarés au Québec en 1993, 1998 et 2003. Les principaux constats de cette analyse sont :

- Les chances de survie des Québécoises atteintes de cancer se sont améliorées durant la période de l'analyse;
- les différents groupes d'âge ont sensiblement les mêmes chances de survie à la suite du diagnostic de cette maladie;
- la concordance est élevée entre les traitements prodigués et les recommandations cliniques, et;
- le délai entre la confirmation diagnostique et la chirurgie semble s'être allongé de façon générale durant la période de l'analyse.

Ainsi, nous pouvons affirmer que des gains notables ont été obtenus au Québec dans la lutte contre le cancer du sein concernant la détection précoce, l'investigation, le traitement et les chances de survie. Fort de ces expériences, nous croyons que ce rapport documente l'impact et la portée des diverses initiatives de lutte contre le cancer du sein sur la santé de la population québécoise.



Jean-Frédéric Lévesque

FAITS SAILLANTS

Ce rapport décrit les changements survenus au Québec, entre 1993 et 2003, dans une série d'indicateurs de lutte contre le cancer du sein. Il brosse un portrait de la situation prévalant au Québec dans le continuum des soins et services en cancer du sein durant une période marquée par la diffusion de nombreux guides de pratique en cancer du sein, la conception du Programme québécois de lutte contre le cancer et l'implantation du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS). En voici les principaux constats :

- Le pourcentage des cas de cancer du sein diagnostiqués au stade non infiltrant (CCIS) est passé de 8 à 15 % parmi les femmes de 50 à 69 ans.
- Pour les cancers infiltrants, l'état d'avancement de la maladie au moment du diagnostic s'est détérioré chez les patientes de moins de 50 ans. La proportion avec une tumeur précoce ($T_1N_0M_0$) a diminué de 15 points de pourcentage tandis que les proportions avec envahissement ganglionnaire ($T_{1-3}N_+M_0$), tumeur localement avancée (T_4M_0) et tumeur métastatique (M_+) ont augmenté, respectivement, de 8, 4 et 5 points de pourcentage.
- Les pratiques d'investigation ont évolué considérablement et tous les groupes d'âge en ont bénéficié également.
- Il y avait une concordance élevée entre les traitements prodigués et les recommandations cliniques — avec un certain rattrapage dans les traitements accordés aux patientes de 70 ans et plus.
- Le délai entre la confirmation diagnostique et la chirurgie s'est allongé : le temps nécessaire pour que 95 % des patientes soient opérées suivant la confirmation diagnostique est passé de 5 à 17 semaines pour les CCIS et de 7 à 12 semaines pour les cas infiltrants.
- La survie à 5 ans, ajustée pour le stade, de l'ensemble des femmes avec un cancer du sein infiltrant s'est améliorée de 5 points de pourcentage. Elle se situait, en 2003, à 88 %.
- Parmi celles avec ganglions positifs, la survie à 5 ans s'est améliorée de 6 points de pourcentage, contre 3 points chez celles avec ganglions négatifs.
- Les différences entre les groupes d'âge quant aux chances de survivre au cancer du sein se sont estompées. En 2003, les survies à 5 ans, ajustées pour le stade, des moins de 50, 50 à 69 et 70 ans et plus se rejoignaient presque à 89, 88 et 84 %.
- L'amélioration des survies au cancer du sein, à 5 ans, semble principalement imputable aux progrès thérapeutiques.

L'apparente détérioration du profil des cas chez les femmes de moins de 50 ans pourrait découler d'un phénomène de « migration du stade » dans les hôpitaux avec un volume annuel de cancer du sein intermédiaire ou faible. Des analyses complémentaires seront nécessaires pour le confirmer. Il serait par ailleurs pertinent de mieux documenter l'évolution des délais à la chirurgie et d'en comprendre les déterminants. De même, une attention particulière devrait être accordée au groupe en expansion des CCIS et aux particularités inhérentes aux patientes de 70 ans et plus. Le rehaussement du Registre des cancers du Québec, le développement d'interface entre ce registre et les autres banques de données

socio-sanitaires du Québec, ainsi que la standardisation de certaines composantes du dossier médical sont autant de facteurs qui faciliteront la surveillance de la lutte contre le cancer du sein au Québec dans les années à venir.

SOMMAIRE

Objectifs

Ce rapport décrit les changements survenus au Québec, entre 1993 et 2003, dans une série d'indicateurs de lutte contre le cancer du sein. Ces indicateurs concernent la détection précoce, l'investigation et le traitement, les délais entre les étapes de soins et la survie à la suite du diagnostic. Il brosse un portrait de la situation prévalant au Québec dans le continuum des soins et services en cancer du sein durant une période marquée par la diffusion de nombreux guides de pratique en cancer du sein et par l'implantation du Programme québécois de lutte contre le cancer et du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS).

Méthode

Nous avons constitué trois échantillons aléatoires comptant chacun environ 20 % de tous les cancers du sein déclarés dans le Fichier des tumeurs du Québec en 1993, 1998 et 2003, respectivement. Nous avons documenté chaque cas sélectionné en interrogeant le dossier médical et les banques de données informatisées du Québec.

Résultats

Entre 1993 et 2003, le pourcentage des cas de cancer du sein diagnostiqués au stade *in situ* (CCIS) est passé de 8 à 15 % parmi les femmes de 50 à 69 ans. Le degré d'avancement des cancers infiltrants au moment du diagnostic s'est légèrement amélioré chez les femmes de 50 à 69 ans et chez les femmes de 70 ans et plus, mais il s'est dégradé chez les moins de 50 ans. Chez ces dernières, la proportion avec une tumeur précoce ($T_1N_0M_0$) (tumeur isolée de 2 cm ou moins) a diminué de 15,2 points de pourcentage tandis que les proportions avec envahissement ganglionnaire ($T_{1-3}N_+M_0$), tumeur localement avancée (T_4M_0) et tumeur métastatique (M_1) ont augmenté, respectivement, de 8,1, 4,1 et 5,2 points de pourcentage. Cette apparente détérioration du profil des cas au moment du diagnostic chez les femmes de moins de 50 ans semble attribuable à un phénomène de « migration du stade » (meilleure détection des extensions locorégionales et distales discrètes au fil du temps) dans les hôpitaux avec un volume annuel de cancer du sein intermédiaire ou faible. En 2003, chaque caractéristique tumorale pour laquelle il existe un consensus à l'effet qu'elle devrait être documentée (taille, grade, récepteurs hormonaux, marges de résection, envahissement vasculo-lymphatique) était mentionnée dans au-delà de 90 % des dossiers médicaux. Seule la mention de l'envahissement ganglionnaire chez les femmes de 70 ans et plus manquait dans une proportion substantielle de dossiers. Les proportions de cas traités par mastectomie conservatrice étaient très élevées (94 % parmi les CCIS, 72 % parmi les cas infiltrants). Il en était de même des proportions recevant des traitements de radiothérapie à la suite d'une mastectomie conservatrice (82 % parmi les CCIS, 96 % parmi les cas de stade TNM I, II, III). Les traitements locorégionaux (chirurgie et radiothérapie) ont eu tendance à s'harmoniser entre les plus âgées et les plus jeunes au fil du temps. L'administration de traitements adjuvants se conformait aussi aux recommandations cliniques avec 96 % de chimiothérapie parmi les moins de 50 ans avec envahissement ganglionnaire et 89 % d'endocrinothérapie parmi les 50 ans et plus avec envahissement ganglionnaire et récepteurs hormonaux positifs. Parmi les patientes initialement traitées par mastectomie

conservatrice, 17 % ont été réopérées dans le cours du premier épisode de soins pour subir une seconde mastectomie conservatrice ou une mastectomie totale.

Le temps nécessaire pour que 95 % des CCIS soient opérés suivant la confirmation diagnostique est passé de 5 semaines, en 1993, à 17 semaines, en 2003. Pour les cas infiltrants (en excluant ceux recevant un traitement néoadjuvant), ce même délai est passé de 7 à 12 semaines. Il fallait, en 2003, 14 semaines pour que 95 % des patientes aient commencé la chimiothérapie postopératoire, soit 5 semaines de moins qu'en 1993. Le délai à la radiothérapie postopératoire était, en 2003, de 22 semaines. Les patientes avec et sans mammographie de dépistage étaient assujetties aux mêmes délais.

Cinq ans après leur diagnostic, l'ensemble des femmes avec un cancer du sein infiltrant déclaré en 2003 avaient une survie au cancer du sein, après ajustement pour le stade, de 88 %, soit 5 points de mieux que les cas déclarés en 1993. Ce gain était plus marqué chez celles avec ganglions positifs où l'amélioration a été de 6 points de pourcentage, entre 1993 et 2003, contre 3 points parmi celles sans ganglions atteints. Les progrès thérapeutiques des années 1990 expliqueraient la majeure partie de ces gains. L'évolution des survies ajustées se limitait aux groupes des moins de 50 ans et des 70 ans et plus. La survie ajustée pour le stade du groupe des 50 à 69 ans est demeurée constante, entre 1993 et 2003, à un niveau vers lequel les survies des deux autres groupes tendaient. Par conséquent, en 2003, les survies à 5 ans, ajustées pour le stade, des trois groupes d'âge (< 50, 50-69, ≥ 70) se rejoignaient presque à 89, 88 et 84 % respectivement. En terminant, la survie relative brute à 5 ans de l'ensemble des femmes du Québec se comparait à celle mesurée dans d'autres nations industrialisées.

Conclusion

Les principaux changements enregistrés au Québec, entre 1993 et 2003, dans la lutte au cancer du sein touchaient la détection des CCIS, une certaine amélioration du profil des cancers infiltrants chez les 50 à 69 ans et les 70 ans et plus, l'intensification de la caractérisation histopathologique, le rattrapage des 70 ans et plus pour les traitements, et une augmentation de 5 points de pourcentage de la survie à 5 ans ajustée pour le stade, avec une atténuation marquée des différences de survie entre les groupes d'âge. L'apparente détérioration du profil des cas au moment du diagnostic chez les femmes de moins de 50 ans semble attribuable à un phénomène de « migration du stade » (meilleure détection des extensions locorégionales et distales discrètes au fil du temps) dans les hôpitaux avec un volume annuel de cancer du sein intermédiaire ou faible. Des analyses complémentaires seront cependant nécessaires pour confirmer cette hypothèse. Fait rassurant, en 2003, le profil des cancers du sein au diagnostic des femmes de moins de 50 ans traitées dans les hôpitaux avec un volume intermédiaire ou faible a rejoint celui de leurs homologues traitées dans les hôpitaux à volume élevé et la survie des patientes de moins de 50 ans a rejoint celle des patientes de 50 à 69 ans. Les résultats de la présente étude invitent à la vigilance quant au délai entre la confirmation diagnostique et le traitement chirurgical, quant à la prise en charge du groupe en expansion des CCIS et quant aux particularités de la prise en charge des cas survenant après 70 ans. L'intégration au futur Registre des cancers du Québec d'informations sur le stade au diagnostic de même que le développement d'interface entre ce registre et les autres banques de données

sociosanitaires faciliteront considérablement la surveillance de la lutte contre le cancer du sein au Québec. Le dossier médical demeurera néanmoins une source incontournable de renseignements pour documenter les soins et en comprendre les déterminants. La standardisation lorsque cela s'avère possible des informations qui y sont versées, comme le protocole opératoire et le régime chimiothérapeutique, serait donc souhaitable.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	XIII
LISTE DES FIGURES	XV
LISTE DES SIGLES ET ACRONYMES	XVII
1 INTRODUCTION	1
2 MÉTHODOLOGIE	3
2.1 Échantillonnage	3
2.2 Collecte des données	5
2.3 Indicateurs mesurés	5
2.4 Analyses statistiques	6
2.5 Considérations éthiques	7
3 RÉSULTATS	9
3.1 Caractéristiques des femmes sélectionnées	9
3.2 Sévérité de la maladie au moment du diagnostic	9
3.3 Caractérisation des cancers	14
3.4 Traitement chirurgical et adjuvant	19
3.5 Délais entre les principales étapes de soins.....	22
3.6 Survie relative des cancers du sein infiltrants.....	25
4 DISCUSSION	29
4.1 Synthèse des résultats	29
4.2 Forces et faiblesses de l'étude	30
4.3 Interprétation des résultats	30
4.3.1 Sévérité de la maladie au moment du diagnostic.....	30
4.3.2 Caractérisation histopathologique et traitements des cancers	32
4.3.3 Les délais entre les principales étapes de soins	33
4.3.4 La survie au cancer du sein mesurée par l'intermédiaire de la survie relative	33
4.4 Conclusion	34
BIBLIOGRAPHIE	37
ANNEXE 1 RÉPARTITIONS DÉTAILLÉES DES INDICATEURS DE SÉVÉRITÉ DE LA MALADIE AU MOMENT DU DIAGNOSTIC DES CANCERS DU SEIN INFILTRANTS	41
ANNEXE 2 RÉPARTITION DES PRINCIPAUX INDICATEURS MESURÉS SELON L'ÂGE EN CINQ CATÉGORIES (< 50, 50-69, 70-74, 75-79, ≥ 80)	45

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Sévérité du cancer au moment du diagnostic.....	10
Tableau 2	Sévérité du cancer au moment du diagnostic des cas déclarés en 2003, selon que le diagnostic est précédé ou non d'une mammographie de dépistage	11
Tableau 3	Étendue du cancer au moment du diagnostic selon l'âge.....	12
Tableau 4	Caractérisation de la tumeur	15
Tableau 5	Caractérisation de la tumeur des cancers du sein infiltrants selon l'âge	17
Tableau 6	Traitements reçus	19
Tableau 7	Traitements reçus chez les cancers du sein infiltrants selon l'âge	20
Tableau 8	Délai au 50 ^e et 95 ^e percentile, en jours, entre les principales étapes de soins.....	22
Tableau 9	Délai au 50 ^e et 95 ^e percentile, en jours, entre les principales étapes de soins chez les cancers du sein infiltrants, selon l'âge.....	23
Tableau 10	Survie relative des cancers du sein infiltrants	25
Tableau 11	Survie relative à 5 ans — brute et ajustée pour le stade au diagnostic — des femmes atteintes d'un cancer du sein infiltrant, selon l'âge	27
Tableau 12	Survie relative à 5 ans — brute et spécifique à chaque stade — des femmes atteintes d'un cancer du sein infiltrant en 2003, selon que le diagnostic est précédé ou non d'une mammographie de dépistage.....	28

LISTE DES FIGURES

Figure 1	Plan d'échantillonnage.....	4
Figure 2	Étendue du cancer au moment du diagnostic selon l'âge.....	14
Figure 3	Caractérisation des cancers du sein infiltrants selon l'âge	18
Figure 4	Traitements reçus chez les cancers du sein infiltrants selon l'âge	21
Figure 5	Délai au 95 ^e percentile, en jours, entre les principales étapes de soins chez les cancers du sein infiltrants, selon l'âge	24
Figure 6	Survie relative selon l'année du diagnostic et l'étendue de la maladie au moment du diagnostic.....	26
Figure 7	Survie relative à 5 ans — ajustée pour le stade au diagnostic — des femmes atteintes d'un cancer du sein infiltrant, selon l'âge.....	27

LISTE DES SIGLES ET ACRONYMES

CCIS	Carcinome canalaire <i>in situ</i>
CS	Cancer du sein
FTQ	Fichier des tumeurs du Québec
IC	Intervalle de confiance
MSSS	Ministère de la Santé et des Services sociaux
ns	Statistiquement non significatif
PQDCS	Programme québécois de dépistage du cancer du sein
RAMQ	Régie de l'assurance maladie du Québec
ss	Statistiquement significatif

1 INTRODUCTION

Depuis les années 1990, plusieurs comités nationaux et internationaux ont émis des recommandations pour la prise en charge des femmes avec cancer du sein. Au Canada, le Comité directeur des guides de pratique clinique pour la prise en charge et le traitement du cancer du sein a produit, en 1998, de telles recommandations (Comité directeur)(1). Des groupes provinciaux ont aussi émis des lignes directrices sur diverses composantes de la prise en charge du cancer du sein(2-5). Toutes ces initiatives visent à informer les cliniciens et le public des consensus sur les meilleures façons d'investiguer et de traiter les cancers du sein afin d'uniformiser les soins et, surtout, d'améliorer la survie des patientes. Il appert par conséquent légitime de documenter, en parallèle à la diffusion de ces recommandations, l'évolution des pratiques médicales en cancer du sein et l'évolution de la survie des personnes atteintes. D'ailleurs, divers organismes nationaux dans le monde, comme le CONCORD Working Group(6), ont entrepris de tels processus au cours des dernières années.

Au milieu des années 1990, nous avons réalisé nos premières études de surveillance de la lutte contre le cancer du sein(7-11), études dont découla un plan de surveillance de la lutte contre le cancer du sein(12) appliqué localement(13) puis à l'échelle du Québec(14). La présente étude, soutenue par le ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS) et Santé Canada, poursuit ce travail de monitoring des progrès accomplis dans la lutte contre le cancer du sein au Québec. Elle brosse un portrait de la situation prévalant au Québec entre 1993 et 2003, période marquée par la diffusion de nombreux guides de pratique, la conception du Programme québécois de lutte contre le cancer(15) et l'implantation, à partir de mai 1998, du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS).

Ce rapport présente donc l'évolution, entre les cas de cancer du sein déclarés au Québec en 1993, 1998 et 2003, de la sévérité de la maladie au moment du diagnostic, des pratiques d'investigation et de traitement, des délais dans les principales étapes de soins et des probabilités de survie par suite de la maladie. Nous présentons les résultats pour l'ensemble de la population étudiée et pour la population séparée en trois groupes d'âge, soit les patientes de moins de 50 ans, celles de 50 à 69 ans et celles de 70 ans et plus au moment du diagnostic de cancer du sein.

2 MÉTHODOLOGIE

2.1 ÉCHANTILLONNAGE

Nous avons relevé toutes les femmes avec une première déclaration au Fichier des tumeurs du Québec (FTQ) en 1993, 1998 ou 2003 de carcinome canalaire *in situ* (CCIS) (CIM-9, code 233.0) ou de cancer du sein infiltrant (CIM-9, code 174.0-174.9). Le FTQ recensait en 1993, 1998 et 2003, respectivement, 4 073, 5 126 et 5 333 premières déclarations pour ces codes. Afin de construire un échantillon représentatif de chacune de ces trois populations (1993, 1998 et 2003), nous avons stratifié les hôpitaux du Québec en fonction de leur volume annuel de cancer. Dans chacune des strates, nous avons choisi aléatoirement des hôpitaux puis, dans chacun des hôpitaux retenus, pris au hasard des cas parmi l'ensemble des cas de cancer du sein déclarés en 1993, 1998 ou 2003. Cette technique d'échantillonnage à double degré, avec stratification au premier degré, nous assurait d'obtenir des échantillons reflétant adéquatement la répartition des cas de cancer du sein dans l'ensemble des hôpitaux du Québec, et ce, en limitant le nombre d'hôpitaux à visiter pour la collecte de données. Il est à noter que le volume annuel de cancer des hôpitaux défini, pour les années 1993 et 1998, d'après les cancers du sein spécifiquement, fut déterminé d'après les cas déclarés de cancer du sein et du côlon-rectum en 2003, et ce, afin de réaliser en parallèle une autre étude. Nous avons exclu les hôpitaux déclarant moins de 5 cas de cancer par année ainsi que ceux abolis entre 1993 et 2003. Ce faisant nous excluons moins de 1 % de l'ensemble des cas incidents de cancer du sein. De même, nous avons exclu les cas survenus chez les femmes âgées de moins de 15 ans ou de plus de 99 ans, ainsi que les cas de néoplasie lobulaire *in situ*, tumeur phyllode, lymphome ou sarcome au sein. La figure 1 illustre le plan d'échantillonnage.

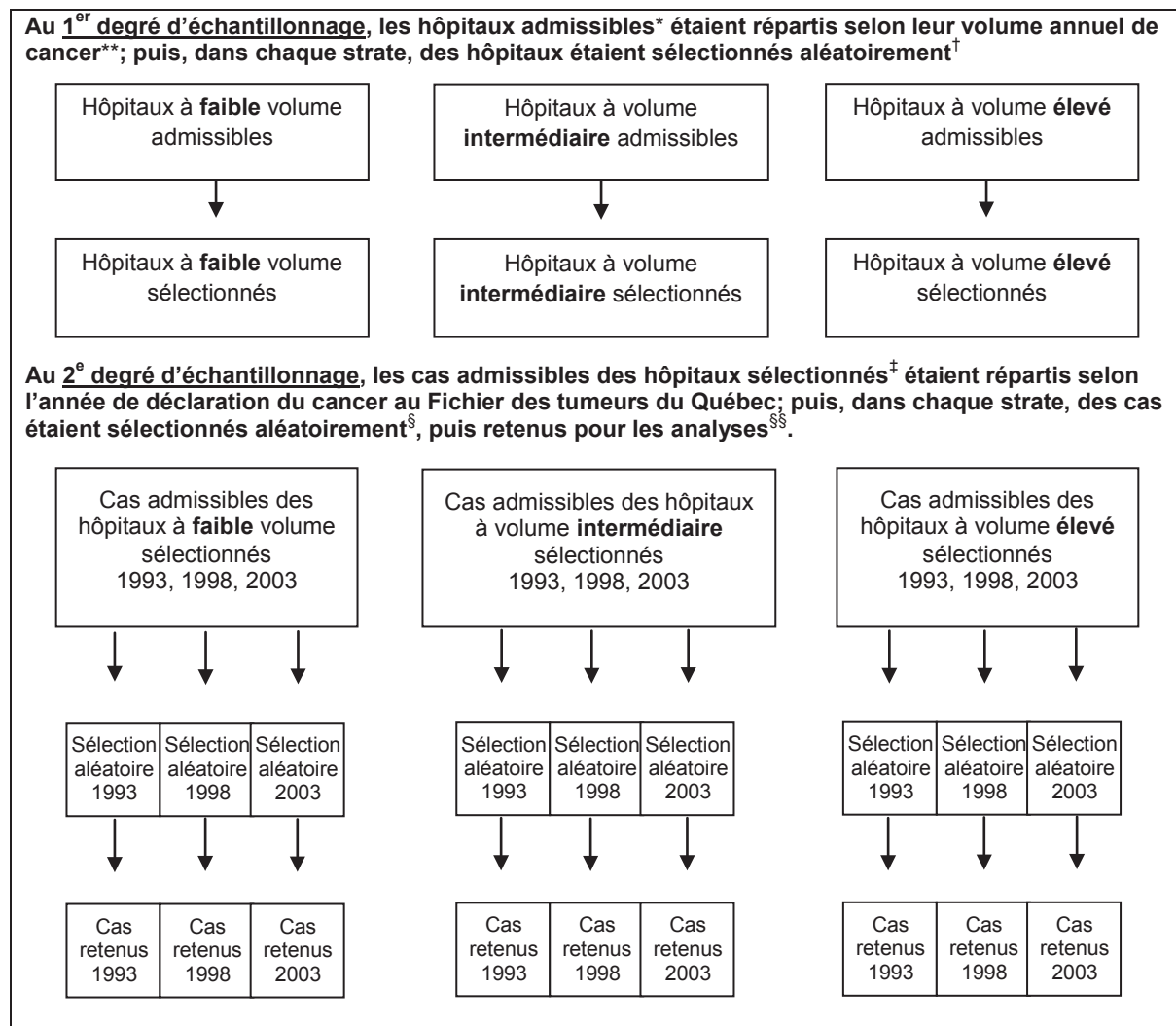


Figure 1 Plan d'échantillonnage

* Étaient admissibles les hôpitaux pour soins adultes du Québec non abolis entre 1993 et 1998 (première phase de l'étude) et non abolis entre 1998 et 2003 (seconde phase de l'étude), soit 83 en 1993, 77 en 1998 et 78 en 2003.

** Le volume annuel de cancer des hôpitaux était défini d'après les cancers du sein spécifiquement pour les années 1993 et 1998, mais d'après les cancers du sein et du côlon-rectum conjointement pour l'année 2003, et ce, afin de réaliser parallèlement une autre étude.

† Nombre d'hôpitaux sélectionnés (tous les hôpitaux sélectionnés ont été retenus) en 1993, 1998 et 2003, respectivement : 38, 41 et 40.

‡ Étaient admissibles les femmes de 15 à 99 ans avec une première déclaration de cancer du sein (codes 233.0, 174.0-174.9, CIM-9) au Fichier des tumeurs du Québec (FTQ) en 1993, 1998, 2003. Le FTQ recensait en 1993, 1998 et 2003, respectivement, 4 073, 5 126 et 5 333 cas, dont 1 722, 2 755 et 3 938 provenaient des hôpitaux sélectionnés.

§ Nombre de cas sélectionnés en 1993, 1998 et 2003, respectivement : 1 069, 2 755 et 3 938.

§§ Les cas exclus avaient un dossier médical inaccessible (dossier épuré ou introuvable) ou, admissibles selon le FTQ, ils se révélaient inéligibles à l'analyse du dossier médical (récidive, année de diagnostic incompatible, nature du cancer incompatible). Nombre de cas retenus en 1993, 1998 et 2003, respectivement : 912, 1 143 et 1 158.

2.2 COLLECTE DES DONNÉES

Après une formation spécifique à cette collecte de données et sous la supervision des chercheurs, les archivistes ont extrait du dossier médical de chaque patiente sélectionnée des informations spécifiques sur la présentation du cancer, les investigations pratiquées et les traitements administrés. Pour ce faire, elles employaient un formulaire standardisé et informatisé. Les dates des mammographies de dépistage, du début de la chimiothérapie, de la première consultation avec un radio-oncologue et du décès proviennent des fichiers administratifs de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ). La date du début des traitements de radiothérapie provient des centres de radiothérapie. Comme nos données relatives à la chimiothérapie et à la radiothérapie sont incomplètes pour 1993, nous avons limité nos analyses des traitements adjuvants aux années 1998 et de 2003.

La collecte de données dans le dossier médical et dans les fichiers administratifs visait le premier épisode de soins du cancer. Dans le dossier médical, il revenait à l'archiviste de juger à quel moment cet épisode finissait et, dans le doute, elle pouvait consulter les chercheurs. Pour l'extraction des dates de début de chimiothérapie et radiothérapie dans les fichiers administratifs, nous avons considéré les données enregistrées jusqu'à 365 jours après la fin de l'année de déclaration, soit le 31 décembre 1999 pour les cas de 1998 et le 31 décembre 2004 pour les cas de 2003. En jumelant nos diverses sources d'informations, au-delà de 98 % des sujets avaient des dates de début de traitement adjuvant en dedans de 180 jours de la chirurgie définitive. Dans les 2 % restant, le début des traitements adjuvants se situait entre 181 et 428 jours après la chirurgie.

2.3 INDICATEURS MESURÉS

Pour capter les changements survenus entre 1993 et 2003 relativement à la détection précoce des cancers du sein, nous avons mesuré la proportion des CCIS parmi les cancers du sein incidents. Nous avons aussi mesuré la proportion des cancers infiltrants qui au moment du diagnostic avaient une tumeur de 1 cm ou moins, des ganglions négatifs et un stade TNM I ou II (stade reconstitué selon la 5^e édition de l'*AJCC Cancer Staging Manual*(16)). Nous avons aussi mesuré l'évolution du degré d'avancement de la maladie comme suit : tumeur précoce ($T_1N_0M_0$), tumeur volumineuse sans envahissement ganglionnaire ($T_{2-3}N_0M_0$), tumeur avec envahissement ganglionnaire ($T_{1-3}N_+M_0$), tumeur locale avancée (T_4M_0) et tumeur métastatique (M_1).

Pour mesurer l'évolution des pratiques d'investigation et de traitement du cancer du sein, nous avons retenu des recommandations clés évaluables parmi celles proposées par le Comité directeur(1). Nous avons mesuré séparément, pour les CCIS et les cancers infiltrants, la proportion des cas où nous retrouvions dans le dossier médical la taille de la tumeur, le grade, les récepteurs hormonaux et le statut des marges. Pour les cas infiltrants, nous avons aussi mesuré la proportion où nous retrouvions dans le dossier l'envahissement vasculo-lymphatique et l'envahissement ganglionnaire. Parmi les patientes avec un statut hormonal au dossier, nous avons également mesuré la proportion considérée hormonodépendante, en conservant le seuil de positivité propre à chaque laboratoire. Pour les cas de 2003, bien qu'il s'agissait de pratiques émergentes non enchâssées dans les recommandations du Comité directeur au moment de l'étude, nous avons aussi documenté

la proportion bénéficiant d'une chirurgie du ganglion sentinelle et la proportion avec une mesure de l'oncogène Her-2/Neu. Côté traitement, nous avons mesuré la proportion traitée par mastectomie partielle, la proportion recevant de la radiothérapie au tissu mammaire résiduel (en excluant les cas de stade TNM IV) ainsi que l'exposition pré et postménopausale à la chimiothérapie et à l'endocrinothérapie. Nous avons situé l'âge de la ménopause à 50 ans(17, 18).

Pour documenter les délais dans les soins qu'expérimentaient les femmes avec un cancer du sein, nous avons mesuré, pour chaque femme, le nombre de jours entre : 1) la confirmation diagnostique et la première chirurgie curative, parmi celles sans traitement néoadjuvant; 2) la chirurgie définitive et le début de la chimiothérapie postopératoire; et 3) la chirurgie définitive et le début de la radiothérapie postopératoire, parmi celles sans chimiothérapie intercalée. Comme une proportion non négligeable de patientes subissaient plus d'une mastectomie durant leur premier épisode de soins, nous distinguons la première chirurgie de la chirurgie définitive, cette dernière correspondant à la dernière chirurgie du premier épisode de soins. Dans la conception de ces trois indicateurs, nous ne faisons aucune distinction entre mastectomie partielle ou totale pour établir le moment de la chirurgie. La Direction de la lutte au cancer du MSSS(19, 20) suggère qu'après la confirmation diagnostique un « usager médicalement prêt » devrait être opéré en dedans de 28 jours et qu'après la chirurgie un « usager médicalement prêt » devrait recevoir son premier traitement adjuvant également en dedans de 28 jours. Dans la présente étude, nous ne pouvions déterminer quand une patiente était « médicalement prête » à passer à la prochaine étape de soins. Par conséquent, nous nous sommes limités à présenter le nombre de jours nécessaires pour que 50 % (50^e percentile ou délai médian) et 95 % (95^e percentile) des femmes aient franchi l'étape de soins concernés.

Nous avons estimé la survie relative des femmes avec un cancer du sein infiltrant. Selon la durée d'observation disponible, nous avons pu évaluer la probabilité de survie relative jusqu'à 5, 10 ou 15 ans suivant le diagnostic. Nous pouvons concevoir cette mesure comme la probabilité de décès excédentaire des individus atteints du cancer étudié par rapport à la probabilité de décès du sous-groupe de la population générale auquel ils appartiennent(21). Par opposition à une probabilité de survie standard qui englobe toutes les causes de décès, la probabilité de survie relative reflète, spécifiquement, la probabilité de ne pas décéder du cancer étudié, en l'occurrence le cancer du sein.

2.4 ANALYSES STATISTIQUES

Toutes les estimations présentées dans le rapport ont été calculées en tenant compte du plan de sondage stratifié à double degré(22). Nous avons estimé les proportions et leur intervalle de confiance à 95 % (IC) avec la version 9 du logiciel SUDAAN. Pour obtenir la statistique de Rao-Scott utilisée pour vérifier l'indépendance entre les groupes, nous avons employé la librairie « survey »(23) du logiciel R(24). Pour les 50^e et 95^e percentiles, et leur IC, nous avons employé la version 9.1.3 du logiciel SAS, en générant les IC par la méthode du *bootstrap* de type Bernoulli général. Nous avons retenu le 2,5^e et le 97,5^e percentile d'une distribution de 1 000 poids *bootstrap* comme limites des IC. Ces poids *bootstrap* furent générés avec le logiciel R. Pour apprécier l'évolution temporelle d'un indicateur, nous avons calculé la différence entre la valeur estimée (qu'il s'agisse d'une proportion ou d'un

percentile) en 1993 (ou 1998 selon le cas) et en 2003 ainsi que l'IC de cette différence. En 2003, nous avons appliqué une correction au poids de sondage dans les cas d'exclusion pour dérogation aux critères d'admissibilité. Les répercussions de la correction sur les résultats étaient minimes.

Nous avons mesuré les probabilités de survie relative des femmes avec un cancer du sein en censurant la survie des femmes toujours vivantes à la fin du suivi à la date de leur dernier contact avec le système de santé québécois. La probabilité de survie relative se calcule en divisant la probabilité de survie observée parmi les patientes de l'étude par la probabilité de survie attendue chez ces mêmes femmes en absence de cancer. Nous avons utilisé une version adaptée (de façon à pouvoir intégrer les poids de sondage) du programme SAS « survival.sas », disponible sur le site Internet www.pauldickman.com, pour calculer les survies relatives. Pour générer des IC sur les survies relatives, nous avons procédé par la méthode *bootstrap* décrite précédemment. Finalement, pour calculer les probabilités de survie ajustées pour la sévérité de la maladie au moment du diagnostic, nous avons procédé par standardisation directe(25). Nous avons standardisé les survies selon la distribution moyenne des cas de 1993, 1998 et 2003 en tumeur précoce ($T_1N_0M_0$), tumeur volumineuse sans envahissement ganglionnaire ($T_{2-3}N_0M_0$), tumeur avec envahissement ganglionnaire ($T_{1-3}N_+M_0$), tumeur locale avancée (T_4M_0), tumeur métastatique (M_1) et stade indéterminé. Lorsque cela s'avérait approprié, nous avons mesuré la différence de survie relative entre les cas de 2003 et de 1993 (ou 2003 et 1998) et calculé l'IC sur cette différence.

2.5 CONSIDÉRATIONS ÉTHIQUES

La Commission d'accès à l'information du Québec a revu et approuvé le protocole de cette étude, et les directeurs des services professionnels de chacun des centres hospitaliers consultés ont accordé l'accès aux dossiers médicaux des patientes sélectionnées.

3 RÉSULTATS

3.1 CARACTÉRISTIQUES DES FEMMES SÉLECTIONNÉES

Nous avons échantillonné 1 069, 1 199 et 1 250 cas de cancer du sein déclarés au Québec, respectivement, en 1993, 1998 et 2003, puis retenus pour les analyses 912, 1 143 et 1 158 cas (figure 1). Les cas non retenus avaient un dossier médical inaccessible lors de la collecte des données (dossier épuré ou introuvable) ou, admissibles selon le FTQ, ils se révélaient inadmissibles à l'analyse du dossier médical (récidive, année de diagnostic incompatible, nature du cancer incompatible). Les femmes retenues avaient, au moment du diagnostic, moins de 50, entre 50 et 69, et 70 ans ou plus dans des proportions respectives de 24,8, 50,2 et 25,0 % (âge moyen : 59,5 ans). En 2003, la détection du cancer du sein découlait selon toute vraisemblance d'une mammographie de dépistage dans 31,6 % des cas retenus. Nous considérons que le diagnostic découlait d'une mammographie de dépistage sur la base des informations du dossier médical et des réclamations pour mammographie de dépistage soumises à la RAMQ entre le 1^{er} janvier 2002 et le 31 décembre 2003. Des divergences entre 1993-1998 et 2003 dans l'extraction de renseignements aux dossiers médicaux et l'absence de code de facturation spécifique à la mammographie de dépistage en 1993 nous empêchaient d'estimer la proportion vraisemblablement détectée à la suite d'une mammographie de dépistage en 1993 et 1998.

3.2 SÉVÉRITÉ DE LA MALADIE AU MOMENT DU DIAGNOSTIC

Entre 1993 et 2003 au Québec, il y avait une augmentation statistiquement significative de la proportion des cas de cancer du sein diagnostiqués au stade *in situ* et, parmi les cancers infiltrants, une augmentation statistiquement significative de la proportion avec une tumeur ne dépassant pas 1 cm (tableau 1). Par contre, les proportions de cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire et de stade TNM I ou II ne changeaient pas. Par ailleurs, le profil des cas vraisemblablement détectés par dépistage était nettement meilleur que celui des autres patientes (tableau 2). L'annexe 1 décrit en détail les distributions des cancers du sein infiltrants déclarés en 1993, 1998 et 2003.

Tableau 1 Sévérité du cancer au moment du diagnostic

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Cancers de type <i>in situ</i>*	7,0 ^e	8,7	10,7	3,8	0,6; 7,0
Tumeur de ≤ 1 cm**	16,3	20,5	21,0	4,7	0,8; 8,6
Ganglions négatifs[†]	63,3	60,1	60,3	-3,0	-7,7; 1,7
TNM I ou II[‡]	89,6	90,2	87,2	-2,4	-6,0; 1,2
Étendue détaillée[§]					
T ₁ N ₀ M ₀	43,4	46,5	43,9	0,5	-4,1; 5,0
T ₂₋₃ N ₀ M ₀	15,9	11,5	13,6	-2,4	-6,5; 1,7
T ₁₋₃ N ₊ M ₀	33,7	36,4	32,5	-1,2	-5,9; 3,6
T ₄ M ₀	3,2 ^e	3,1 ^e	4,0	0,8	-0,7; 2,4
M1	3,8 ^x	2,5 ^e	6,1	2,3	-0,8; 5,4

* Proportion des cancers du sein (CS) de type *in situ* au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut l'ensemble des CS, soit 912, 1 143 et 1 158 en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Proportion des CS infiltrants avec une tumeur de 1 cm ou moins au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont la taille de la tumeur était consignée dans le dossier médical, soit 824, 1 018 et 987, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

† Proportion des CS infiltrants avec ganglions négatifs au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont l'envahissement axillaire, mesuré à la pathologie, était consigné dans le dossier médical, soit 702, 848 et 851, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

‡ Proportion des CS infiltrants avec un stade TNM I ou II au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants chez qui nous avons pu reconstituer le stade TNM, soit 713, 879 et 891, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

§ Proportion des CS infiltrants qui avaient, au moment du diagnostic, une tumeur précoce (T₁N₀M₀), une tumeur volumineuse sans envahissement ganglionnaire (T₂₋₃N₀M₀), une tumeur avec envahissement ganglionnaire (T₁₋₃N₊M₀), une tumeur locale avancée (T₄M₀) et une tumeur métastatique (M₁). Le dénominateur inclut les CS infiltrants chez qui nous avons pu reconstituer le stade détaillé, soit 713, 879 et 891, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

^e Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

Tableau 2 Sévérité du cancer au moment du diagnostic des cas déclarés en 2003, selon que le diagnostic est précédé ou non d'une mammographie de dépistage

	Diagnostic non précédé d'une mammographie de dépistage % (IC, 95 %)		Diagnostic précédé d'une mammographie de dépistage* % (IC, 95 %)		Valeur p**
CS de type <i>in situ</i>[†]	5,8	(4,5; 7,5)	21,2	(17,7; 25,2)	< 0,0001
Tumeur de ≤ 1 cm[‡]	14,6	(12,2; 17,3)	37,1	(32,2; 42,3)	< 0,0001
Ganglions négatifs[§]	55,6	(51,6; 59,5)	71,2	(65,3; 76,4)	0,0001
TNM I ou II^{§§}	83,5	(80,7; 85,9)	96,1	(93,3; 97,8)	< 0,0001
Étendue détaillée[¥]					
T ₁ N ₀ M ₀	36,7	(33,5; 40,2)	61,0	(55,4; 66,2)	< 0,0001
T ₂₋₃ N ₀ M ₀	14,8	(12,3; 17,6)	10,7 [€]	(7,5; 15,0)	
T ₁₋₃ N ₊ M ₀	35,2	(31,5; 39,0)	26,1	(21,2; 31,6)	
T ₄ M ₀	4,9	(3,5; 6,7)	1,9 [×]	(0,9; 4,2)	
M ₁	8,5	(6,7; 10,6)	0,4 [×]	(0,1; 2,2)	

* Nous considérons que le diagnostic fait suite à une mammographie de dépistage sur la base des informations du dossier médical et des réclamations pour mammographie de dépistage réalisée entre le 1er janvier 2002 et le 31 décembre 2003 à la Régie de l'assurance maladie du Québec.

** Probabilité que les proportions réelles des deux groupes soient identiques (test statistique de Rao Scott).

[†] Proportion des CS de type *in situ* au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les 1 158 CS de l'échantillon de 2003 (366 avec mammographie de dépistage, 792 sans mammographie de dépistage).

[‡] Proportion des CS infiltrants avec une tumeur de 1 cm ou moins au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont la taille de la tumeur était consignée dans le dossier médical, soit 987 en 2003 (279 avec mammographie de dépistage, 708 sans mammographie de dépistage).

[§] Proportion des CS infiltrants avec ganglions négatifs au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont l'envahissement axillaire, mesuré à la pathologie, était consigné dans le dossier médical, soit 851 en 2003 (257 avec mammographie de dépistage, 594 sans mammographie de dépistage).

^{§§} Proportion des CS infiltrants avec un stade TNM I ou II au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants chez qui nous avons pu reconstituer le stade TNM, soit 891 en 2003 (261 avec mammographie de dépistage, 630 sans mammographie de dépistage).

[¥] Proportion des CS infiltrants qui avaient, au moment du diagnostic, une tumeur précoce (T₁N₀M₀), une tumeur volumineuse sans envahissement ganglionnaire (T₂₋₃N₀M₀), une tumeur avec envahissement ganglionnaire (T₁₋₃N₊M₀), une tumeur locale avancée (T₄M₀) et une tumeur métastatique (M₁). Le dénominateur inclut les CS infiltrants chez qui nous avons pu reconstituer le stade détaillé, soit 891 en 2003 (261 avec mammographie de dépistage, 630 sans mammographie de dépistage).

[€] Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

[×] Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

L'évolution du profil des cas de cancer du sein variait selon l'âge (tableau 3, figure 2). Chez les moins de 50 ans, les cancers déclarés en 2003 étaient plus avancés que ceux déclarés antérieurement. Entre 1993 et 2003, la proportion avec une tumeur précoce ($T_1N_0M_0$) (tumeur isolée de 2 cm ou moins) a diminué de 15,2 points de pourcentage (statistiquement significatif (ss)), tandis que les proportions avec envahissement ganglionnaire ($T_{1-3}N_+$), tumeur localement avancée (T_4M_0) et tumeur métastatique (M_1) ont augmenté, respectivement, de 8,1 (non significatif sur le plan statistique (ns)), 4,1 (ss) et 5,2 (ss) points de pourcentage. Chez les 50 à 69 ans, groupe cible du PQDCS, le seul changement statistiquement significatif était l'augmentation de la proportion des cas diagnostiqués au stade *in situ*. On notait toutefois une tendance vers des cancers infiltrants moins avancés avec une augmentation de 4,2 points de pourcentage (ns) de la proportion avec tumeur de 1 cm ou moins et une augmentation de 6,9 points de pourcentage (ns) des tumeurs précoces ($T_1N_0M_0$). Chez les femmes de 70 ans et plus, la proportion diagnostiquée avec une tumeur de 1 cm ou moins a augmenté de façon statistiquement significative de 6,3 points de pourcentage, mais aucun autre indicateur de sévérité de la maladie n'a changé. L'annexe 2 décrit l'évolution du profil des cancers chez les 70 à 74, 75 à 79 et 80 ans ou plus.

Tableau 3 Étendue du cancer au moment du diagnostic selon l'âge

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
CS de type <i>in situ</i>*					
< 50 ans	5,2 ^e	7,3 ^e	6,3 ^e	1,0	-2,4; 4,5
50-69 ans	8,4 ^e	10,7	14,7	6,4	1,2; 11,5
≥ 70 ans	6,3 ^e	6,2 ^e	6,4 ^e	0,1	-3,6; 3,7
Tumeur de ≤ 1 cm**					
< 50 ans	12,2	17,3	14,6	2,3	-3,3; 8,0
50-69 ans	21,5	25,1	25,7	4,2	-2,1; 10,6
≥ 70 ans	11,3 ^e	14,8 ^e	17,6	6,3	0,6; 12,0
Ganglions négatifs[†]					
< 50 ans	65,6	60,2	50,9	-14,7	-23,3; -6,1
50-69 ans	63,2	62,2	65,6	2,4	-5,0; 9,8
≥ 70 ans	59,5	53,9 ^e	58,1	-1,4	-12,4; 9,6
TNM I ou II[‡]					
< 50 ans	92,9	92,0	83,1	-9,9	-15,1; -4,6
50-69 ans	91,8	92,5	91,6	-0,3	-3,8; 3,3
≥ 70 ans	79,3	81,6	80,8	1,5	-11,2; 14,2
$T_1N_0M_0$[§]					
< 50 ans	45,9	48,0	30,8	-15,2	-24,1; -6,3
50-69 ans	45,3	49,8	52,2	6,9	-0,6; 14,4
≥ 70 ans	35,3	35,6 ^e	38,3	3,1	-6,6; 12,7
$T_{2-3}N_0M_0$[§]					
< 50 ans	18,4 ^e	11,5 ^e	16,1	-2,3	-9,9; 5,4
50-69 ans	15,4	11,0	11,6	-3,8	-8,8; 1,3
≥ 70 ans	13,6 ^e	12,6 ^e	15,5	1,9	-4,6; 8,3

Tableau 3 Étendue du cancer au moment du diagnostic selon l'âge (suite)

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
T₁₋₃N₊M₀[§]					
< 50 ans	33,0	36,3	41,1	8,1	-0,8; 17,0
50-69 ans	33,7	35,0	29,7	-4,1	-11,1; 2,9
≥ 70 ans	34,5	40,4 ^e	29,1	-5,4	-17,1; 6,3
T₄M₀[§]					
< 50 ans	0,5 ^x	1,3 ^x	4,6 ^e	4,1	1,6; 6,7
50-69 ans	2,9 ^e	3,0 ^x	1,3 ^x	-1,6	-3,3; 0,1
≥ 70 ans	7,9 ^e	6,1 ^e	10,5 ^e	2,6	-2,7; 7,9
M₁[§]					
< 50 ans	2,2 ^e	2,8 ^e	7,4 ^e	5,2	1,9; 8,5
50-69 ans	2,8 ^x	1,3 ^e	5,3 ^e	2,5	-0,4; 5,4
≥ 70 ans	8,7 ^x	5,3 ^e	6,5 ^e	-2,1	-13,9; 9,6

* Proportion des CS de type *in situ* au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut l'ensemble des CS, soit 912 en 1993, 1 143 en 1998 et 1 158 en 2003.

** Proportion des CS infiltrants avec une tumeur de 1 cm ou moins au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont la taille de la tumeur était consignée dans le dossier médical, soit 824, 1 018 et 987, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

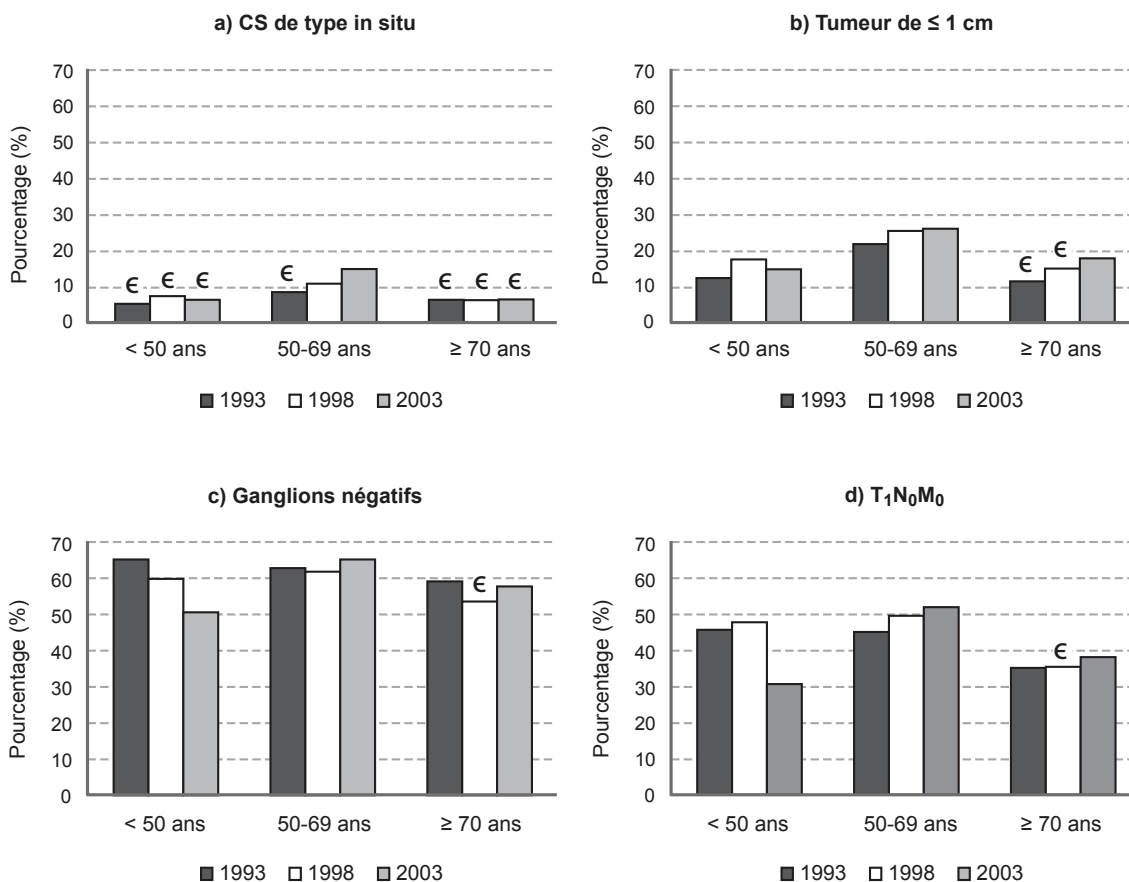
† Proportion des CS infiltrants avec ganglions négatifs au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont l'envahissement axillaire, mesuré à la pathologie, était consigné dans le dossier médical, soit 702, 848 et 851, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

‡ Proportion des CS infiltrants avec un stade TNM I ou II au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants chez qui nous avons pu reconstituer le stade TNM, soit 713, 879 et 891, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

§ Proportion des CS infiltrants qui avaient, au moment du diagnostic, une tumeur précoce (T₁N₀M₀), une tumeur volumineuse sans envahissement ganglionnaire (T₂₋₃N₀M₀), une tumeur avec envahissement ganglionnaire (T₁₋₃N₊M₀), une tumeur locale avancée (T₄M₀) et une tumeur métastatique (M₁). Le dénominateur inclut les CS infiltrants chez qui nous avons pu reconstituer le stade détaillé, soit 713, 879 et 891, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

^e Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.



€ Coefficient de variation entre 16,6 % et 33,3 % - Valeur à interpréter avec prudence.

Figure 2 Étendue du cancer au moment du diagnostic selon l'âge

3.3 CARACTÉRISATION DES CANCERS

En 2003, la taille de la tumeur, le grade nucléaire, les récepteurs hormonaux et le statut des marges étaient dans, respectivement, 72,3, 91,3, 70,5 et 95,1 % des dossiers médicaux des femmes avec un cancer *in situ*, ce qui, outre la taille de la tumeur, marque de nettes augmentations par rapport à 1993 (tableau 4). (Il est à noter qu'en excluant les CCIS multicentriques le pourcentage de dossier avec mention de la taille de la tumeur s'élevait à 85 %.) Durant la même période, la proportion des cas de CCIS avec dissection axillaire est passée de 28,2 à 5,5 %, une tendance négative conforme aux standards de pratique(26, 27). En 2003, les femmes investiguées par dissection axillaire ont eu entre 2 et 27 ganglions prélevés (résultats non présentés). En 2003, 2 % des CCIS avaient une chirurgie du ganglion sentinelle (résultats non présentés).

Tableau 4 Caractérisation de la tumeur

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Cancers <i>in situ</i>*					
Taille	73,4	77,1	72,3	-1,1	-16,3; 14,1
Grade nucléaire	6,7 ^c	28,5 ^x	91,3	84,6	78,1; 91,0
Récepteurs hormonaux	22,7 ^c	41,1	70,5	47,8	32,3; 63,3
Statut des marges	65,4	65,6	95,1	29,7	17,1; 42,3
Toutes les caractéristiques**	3,7 ^x	11,2 ^x	46,0	42,3	33,1; 51,5
Dissection axillaire	28,2 ^c	7,8 ^c	5,5 ^c	-22,7	-33,5; -12,0
Cancers infiltrants[†]					
Taille	97,0	98,5	95,5	-1,5	-3,8; 0,8
Grade	49,1 ^c	80,4	90,2	41,1	24,8; 57,4
Récepteurs hormonaux	70,3	93,8	96,5	26,1	15,0; 37,3
Envahissement vasculaire	27,2	49,3	87,0	59,8	51,4; 68,1
Statut des marges	61,0	73,8	98,5	37,5	30,3; 44,8
Envahissement ganglionnaire	82,2	82,2	83,8	1,5	-3,1; 6,2
Toutes les caractéristiques [‡]	8,1 ^x	22,1	72,7	64,7	58,2; 71,1
Chirurgie ganglion sentinelle [§]			31,4		
Oncogène Her-2/Neu ^{§§}			50,7		
Stade TNM inscrit au dossier	67,7	65,2	66,5	-1,2	-8,4; 6,0
Stade TNM reconstitué [¥]	84,3	83,9	86,2	1,9	-1,6; 5,4

* Proportion des CS *in situ* avec la caractéristique correspondante consignée dans le dossier médical. Pour la taille, le grade et les récepteurs hormonaux, le dénominateur inclut l'ensemble des CS *in situ*, soit 65, 105 et 124, en 1993, 1998 et 2003, respectivement. Pour le statut des marges et l'indicateur « Toutes les caractéristiques », le dénominateur inclut les CS *in situ* traités par mastectomie partielle, soit 62, 101 et 123, respectivement.

** L'indicateur « Toutes les caractéristiques » indique la proportion avec une mention concomitante dans le dossier sur chacune des caractéristiques susmentionnées.

† Proportion des CS infiltrants avec la caractéristique correspondante consignée dans le dossier médical. Pour la taille, le grade, les récepteurs hormonaux et le stade TNM, le dénominateur inclut l'ensemble des CS infiltrants, soit 847, 1 038 et 1 034 en 1993, 1998 et 2003, respectivement. Pour l'envahissement vasculo-lymphatique et l'envahissement ganglionnaire, le dénominateur inclut tous les CS infiltrants à l'exception des stades T1 microinvasif (T1mic), soit 843, 1 031 et 1 017, respectivement. Pour le statut des marges, le dénominateur inclut les CS infiltrants traités par mastectomie partielle, soit 746, 911 et 802, respectivement. Pour l'indicateur « Toutes les caractéristiques », le dénominateur inclut les CS infiltrants traités par mastectomie partielle à l'exception des stades T1 microinvasif (T1mic), soit 724, 905 et 785, respectivement.

‡ L'indicateur « Toutes les caractéristiques » indique la proportion avec une mention concomitante dans le dossier sur chacune des caractéristiques susmentionnées à l'exception du stade TNM.

§ Accompagnée ou non d'une dissection axillaire. L'intervalle de confiance à 95 % est : 26,3 - 37,0.

§§ L'intervalle de confiance à 95 % est : 44,2; 57,2.

¥ Stade TNM que nous avons pu reconstituer à partir des informations disponibles dans le dossier médical.

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

Pour les cas de cancer du sein infiltrant, en 2003, la taille de la tumeur, le grade, les récepteurs hormonaux, l'envahissement vasculo-lymphatique, le statut des marges et l'envahissement ganglionnaire étaient dans, respectivement, 95,5, 90,2, 96,5, 87,0, 98,5 et 83,8 % des dossiers, des augmentations marquées par rapport à 1993, sauf pour la taille et l'envahissement ganglionnaire (tableau 4). De même, en 2003, 31,4 % des patientes bénéficiaient d'une chirurgie du ganglion sentinelle et 50,7 % avaient un dosage de l'oncogène Her-2/Neu (positif dans 19,0 % des cas). Le stade TNM figurait dans 66,5 % des dossiers et s'est avéré possible à reconstituer à partir des informations contenues dans le dossier dans 86,2 % d'entre eux. Par ailleurs, le nombre de ganglions examinés est resté stable. En 2003, 58,5 % des femmes avec dissection axillaire avaient 10 ganglions ou plus d'examinés (résultats non présentés). Enfin, la proportion des tumeurs jugées hormonodépendantes est passée de 69,8 à 79,8 %, entre 1993 et 2003, et, en 2003, tous les décomptes de récepteurs hormonaux étaient faits par immunohistochimie (résultats non présentés).

La tendance vers une caractérisation plus extensive a touché tous les groupes d'âge (tableau 5, figure 3). En 2003, les dossiers médicaux des femmes de 70 ans et plus s'avéraient aussi complets que ceux des plus jeunes pour la taille, le grade, les récepteurs hormonaux, l'envahissement vasculo-lymphatique et le statut des marges, mais une proportion considérablement moindre d'entre elles avaient une évaluation histopathologique des ganglions. Il existait également des écarts pour les techniques ou marqueurs récents : en 2003, chez les patientes de moins de 50, 50 à 69, et 70 ans ou plus, respectivement, la chirurgie du ganglion sentinelle était pratiquée dans 31,9, 34,1 et 23,1 % des cas ($p = 0,01$) et la mesure de l'oncogène Her-2/Neu, dans 60,6, 50,9 et 41,9 % des cas ($p < 0,0001$) (résultats non présentés). L'annexe 2 décrit l'évolution de la caractérisation des cancers chez les 70 à 74, 75 à 79 et 80 ans ou plus.

Tableau 5 Caractérisation de la tumeur des cancers du sein infiltrants selon l'âge

	1993 (%)*	1998 (%)*	2003 (%)*	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Taille**					
< 50 ans	97,8	98,8	94,5	-3,3	-6,4; -0,1
50-69 ans	97,9	98,0	96,3	-1,6	-3,3; 0,1
≥ 70 ans	94,3	99,2	94,7	0,4	-7,4; 8,2
Grade**					
< 50 ans	47,5 ^c	83,7	92,2	44,7	24,9; 64,5
50-69 ans	47,2 ^c	79,9	88,8	41,6	26,0; 57,2
≥ 70 ans	54,4	78,1	91,1	36,7	20,2; 53,3
Récepteurs hormonaux**					
< 50 ans	71,7	91,7	96,6	24,9	11,8; 38,0
50-69 ans	69,5	94,4	97,5	28,0	16,2; 39,8
≥ 70 ans	70,3	94,6	94,4	24,1	12,1; 36,2
Envahissement vasculo-lymphatique[†]					
< 50 ans	34,4	55,5	91,3	56,9	45,1; 68,6
50-69 ans	25,3	45,6	86,6	61,3	53,9; 68,7
≥ 70 ans	22,8 ^c	50,3	84,1	61,3	50,4; 72,3
Statut des marges[‡]					
< 50 ans	63,5	69,3	97,2	33,7	20,4; 47,0
50-69 ans	59,8	76,4	99,1	39,3	31,8; 46,7
≥ 70 ans	59,9	73,0	98,4	38,6	31,1; 46,1
Envahissement ganglionnaire[†]					
< 50 ans	91,8	92,8	93,0	1,2	-3,0; 5,3
50-69 ans	89,9	88,8	92,3	2,5	-2,4; 7,3
≥ 70 ans	57,6	59,5	60,0	2,4	-11,2; 15,9
Stade TNM inscrit au dossier[§]					
< 50 ans	75,5 (90,7)	72,8 (95,1)	72,1 (95,3)	-3,4	-12,3; 5,5
50-69 ans	71,7 (89,6)	72,0 (88,2)	74,3 (93,3)	2,6	-7,5; 12,7
≥ 70 ans	51,5 (67,5)	44,6 (64,9)	47,0 (65,0)	-4,5	-14,7; 5,7

* Le pourcentage représente la proportion des cas avec la caractéristique correspondante consignée dans le dossier médical.

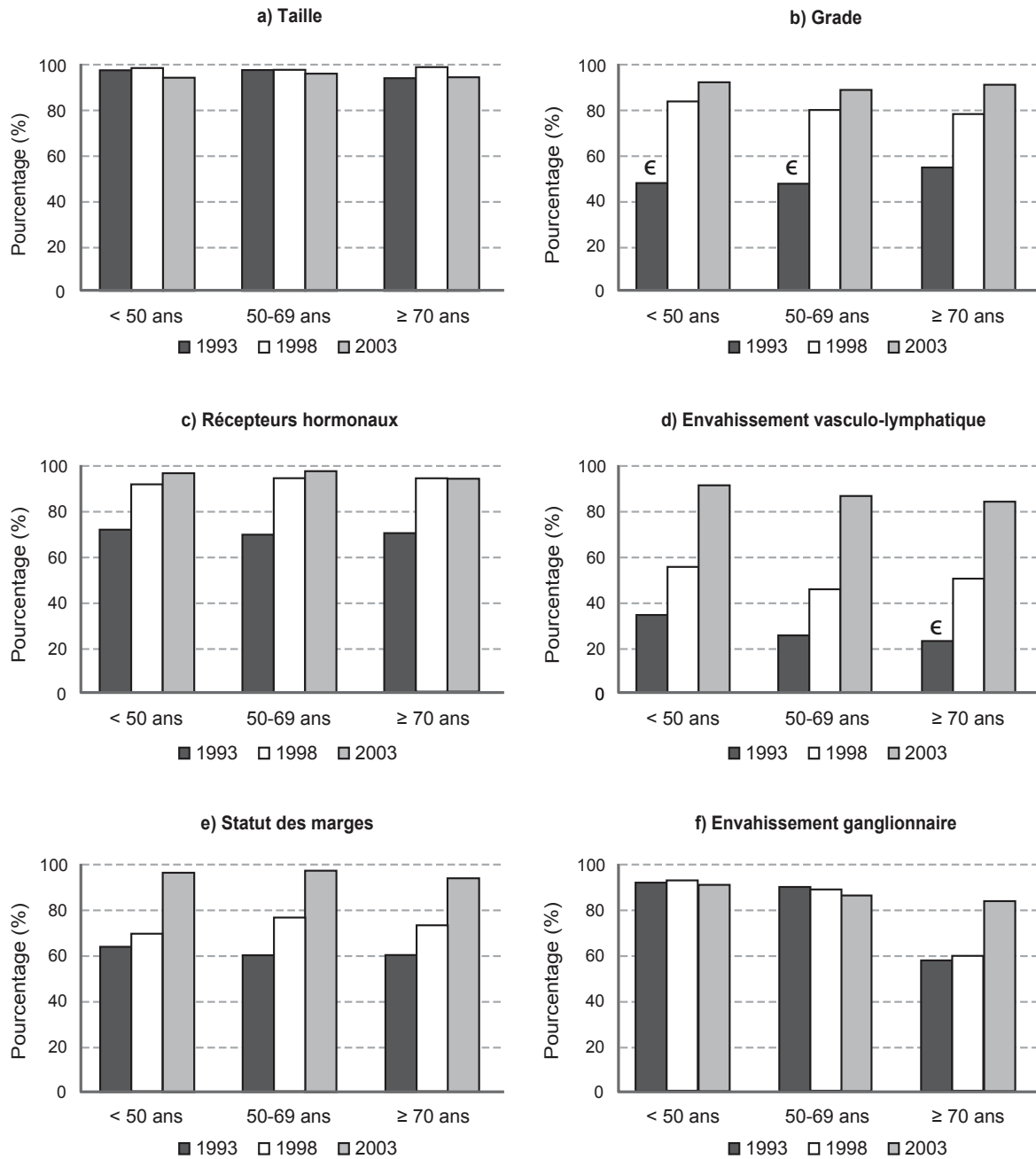
** Le dénominateur inclut l'ensemble des CS infiltrants, soit 847, 1 038 et 1 034 en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

[†] Le dénominateur inclut tous les CS infiltrants à l'exception des stades T1 microinvasif (T1mic), soit 843, 1 031 et 1 017, respectivement.

[‡] Le dénominateur inclut les CS infiltrants traités par mastectomie partielle, soit 746, 911 et 802, respectivement.

[§] Le dénominateur inclut l'ensemble des CS infiltrants, soit 847, 1 038 et 1 034 en 1993, 1998 et 2003, respectivement. La valeur entre parenthèses indique la proportion des cas où nous avons pu reconstituer le stade TNM à partir des informations du dossier médical.

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.



€ Coefficient de variation entre 16,6 % et 33,3 % - Valeur à interpréter avec prudence.

Figure 3 Caractérisation des cancers du sein infiltrants selon l'âge

3.4 TRAITEMENT CHIRURGICAL ET ADJUVANT

Comparable aux proportions de 1993 et 1998, en 2003, 93,6 % des cas de CCIS et 72,4 % des cas de cancer infiltrant avaient une mastectomie conservatrice comme traitement chirurgical définitif (tableau 6). En 2003, de tous les cas infiltrants initialement traités par mastectomie conservatrice, 17,2 % des femmes (IC : 14,7; 20,1) étaient réopérées dans le cours du premier épisode de soins pour avoir une seconde mastectomie partielle ou une mastectomie totale (résultats non présentés). La radiothérapie suivait la mastectomie conservatrice chez 81,9 % des CCIS et 95,9 % des cancers infiltrants de stade I, II ou III; la proportion correspondante pour les cas traités par mastectomie totale était de 36,5 % (résultats non présentés). Par ailleurs, 95,4 % des patientes de moins de 50 ans avec envahissement ganglionnaire recevaient de la chimiothérapie tandis que 88,6 % de celles de 50 ans et plus avec envahissement ganglionnaire et récepteurs hormonaux positifs recevaient une forme ou une autre d'endocrinothérapie. Bien que non significative sur le plan statistique, l'endocrinothérapie dans ce groupe a progressé d'environ 10 points de pourcentage entre 1998 et 2003. Enfin, 5,7 % des cas de cancers infiltrants recevaient un traitement néoadjuvant en 2003; dont 32,8 et 31,8 % des stades III et IV, respectivement. Dans ces deux derniers groupes, entre 1998 et 2003, les traitements néoadjuvants ont augmenté de 16,2 (IC : 1,9; 30,5) et 21,1 (IC : 1,0; 41,3) points de pourcentage (résultats non présentés).

Tableau 6 Traitements reçus

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993 ou 2003-1998	IC (95 %) de la différence
Mastectomie partielle (MP)					
CS <i>in situ</i> *	91,9	91,5	93,6	1,7	-5,4; 8,7
CS infiltrants**	73,2	76,8	72,4	-0,8	-9,8; 8,1
Radiothérapie post-MP					
CS <i>in situ</i> †		76,4	81,9	5,6	-6,3; 17,5
CS infiltrants‡		94,3	95,9	1,6	-0,5; 3,7
Traitement adjuvant systémique chez les CS infiltrants					
Chimiothérapie chez gg+, < 50 ans§		91,0	95,4	4,4	-3,0; 11,7
Endocrinothérapie chez gg+, RH+, ≥ 50 ans§§	78,9	78,9	88,6	9,7	-6,7; 26,1

* Proportion des CS *in situ* traités par mastectomie partielle. Le dénominateur inclut l'ensemble des CS *in situ*, soit 65, 105 et 124, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Proportion des CS infiltrants traités par mastectomie partielle. Le dénominateur inclut l'ensemble des CS infiltrants, soit 847, 1 038 et 1 034, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

† Proportion des CS *in situ* qui reçoivent de la radiothérapie à la suite de la mastectomie partielle. Le dénominateur inclut les CS *in situ* traités par mastectomie partielle, soit 91, en 1998, et 116, en 2003.

‡ Proportion des CS infiltrants qui reçoivent de la radiothérapie à la suite de la mastectomie partielle. Le dénominateur inclut les CS infiltrants de stade TNM I, II et III traités par mastectomie partielle, soit 634, en 1998, et 632, en 2003.

§ Proportion qui reçoit de la chimiothérapie parmi les femmes de moins de 50 ans avec un CS infiltrant et des ganglions axillaires envahis. Le dénominateur inclut les CS infiltrants avec ganglions envahis chez les femmes de moins de 50 ans, soit 95, en 1998, et 109, en 2003.

§§ Proportion qui reçoit de l'endocrinothérapie parmi les femmes de 50 ans ou plus avec un CS infiltrant, des ganglions axillaires envahis et des récepteurs hormonaux positifs. Le dénominateur inclut les CS infiltrants avec ganglions envahis et récepteurs hormonaux positifs chez les femmes de 50 ans ou plus, soit 106, 160 et 184, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

Durant la période de suivi, le recours à la mastectomie conservatrice a diminué de façon statistiquement significative chez les moins de 50 ans (tableau 7, figure 4), tendance survenant parallèlement à la dégradation des indicateurs de sévérité de la maladie dans ce groupe. Chez les 50 à 69 ans, les indicateurs de traitement n'ont pas changé entre 1993 et 2003 tandis que, chez les plus âgées, bien qu'aucune différence ne soit statistiquement significative, la proportion traitée par mastectomie conservatrice et la proportion recevant de la radiothérapie postopératoire a augmenté. L'annexe 2 présente l'évolution des traitements chez les femmes de 70 à 74, 75 à 79 et 80 ans ou plus.

Tableau 7 Traitements reçus chez les cancers du sein infiltrants selon l'âge

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993 ou 2003-1998	IC (95 %) de la différence
Mastectomie partielle (MP)*					
< 50 ans	81,9	81,3	68,0	-13,8	-25,1; -2,5
50-69 ans	76,4	81,2	77,2	0,8	-6,8; 8,3
≥ 70 ans	57,5	64,2	67,0	9,5	-3,4; 22,5
Radiothérapie post MP**					
< 50 ans		99,3	99,3	0,0	-1,3; 1,4
50-69 ans		94,0	96,2	2,2	-1,2; 5,6
≥ 70 ans		84,6	90,3	5,7	-3,3; 14,6

* Proportion des CS infiltrants traités par mastectomie partielle. Le dénominateur inclut l'ensemble des CS infiltrants, soit 847, 1 038 et 1 034, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Proportion des CS infiltrants qui reçoivent de la radiothérapie à la suite de la mastectomie partielle. Le dénominateur inclut les CS infiltrants de stade TNM I, II, III traités par mastectomie partielle, soit 634, en 1998, et 632, en 2003.

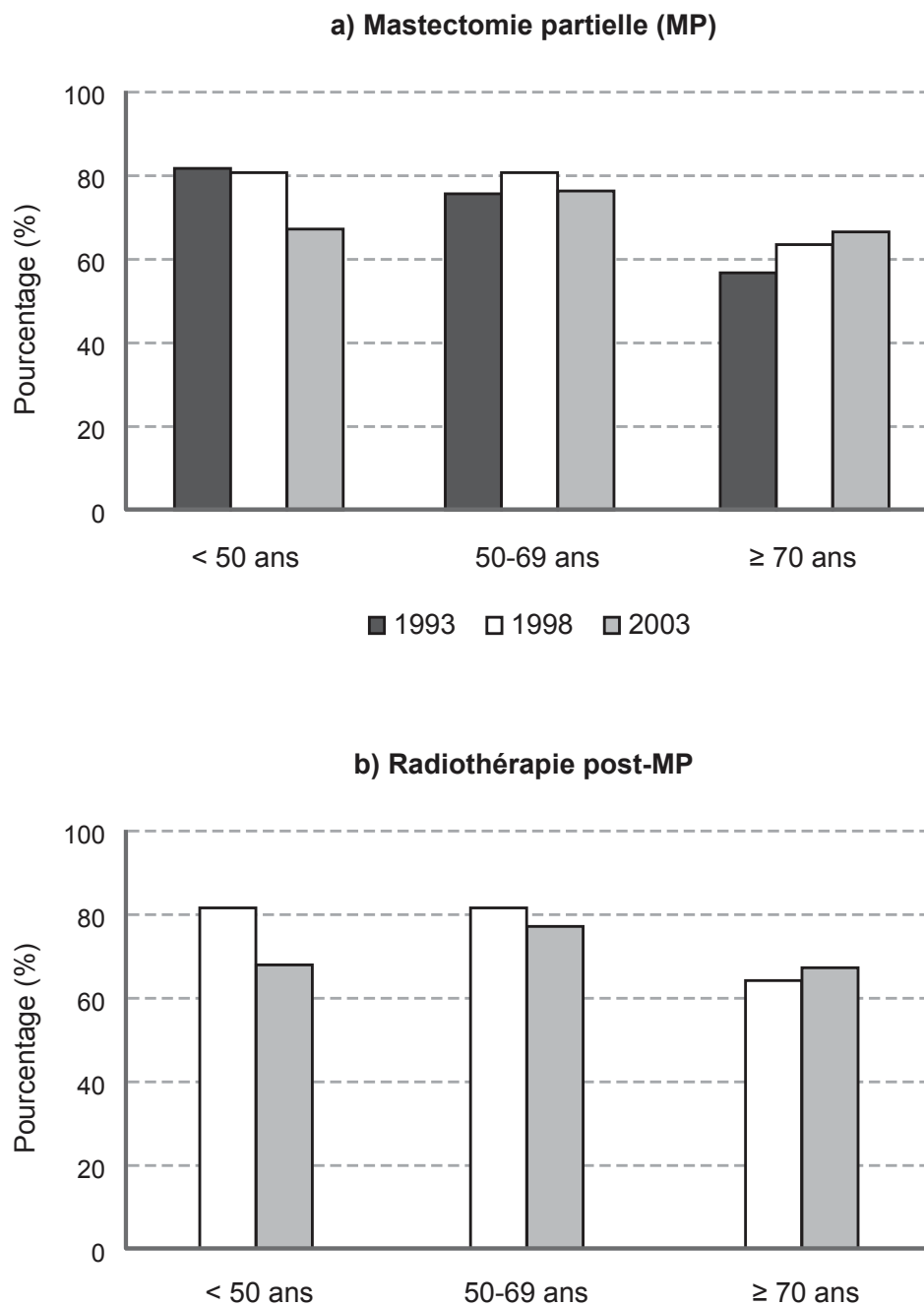


Figure 4 Traitements reçus chez les cancers du sein infiltrants selon l'âge

3.5 DÉLAIS ENTRE LES PRINCIPALES ÉTAPES DE SOINS

Le délai entre la confirmation diagnostique et la première mastectomie a crû durant la période d'observation (tableau 8). Pour les cas de cancer *in situ*, le temps nécessaire pour que 95 % des patientes soient opérées suivant la confirmation diagnostique est passé de 5 semaines, en 1993, à 17 semaines, en 2003. Pour les cas de cancer infiltrant, ce même délai est passé de 7 à 12 semaines. Par ailleurs, en 2003, parmi celles soumises à la chimiothérapie postopératoire, 95 % commençaient leur traitement moins de 14 semaines après la chirurgie, ce qui représente une réduction de 5 semaines par rapport à 1998. Il fallait toutefois, en 2003, 22 semaines pour qu'à peu près toutes les patientes soumises à la radiothérapie postopératoire (95 %) débutent leur traitement. Les délais des patientes avec et sans mammographie de dépistage étaient similaires (résultats non présentés).

Tableau 8 Délai au 50^e et 95^e percentile, en jours, entre les principales étapes de soins

	1993 médiane (95 ^e pct)	1998 médiane (95 ^e pct)	2003 médiane (95 ^e pct)	Différence 2003-1993 ou 2003-1998	IC (95 %) de la différence
Confirmation diagnostique — première chirurgie (excluant cas avec traitement néoadjuvant)					
CS <i>in situ</i> *	11 ^x (37)	55 ^c (87)	39 (116 ^x)	28	6; 33
CS infiltrants**	14 (52)	21 (50)	31 (84)	17	14; 21
Chirurgie définitive — chimiothérapie postopératoire					
CS infiltrants [†]		45 (132)	38 (99)	-7	-11; -3
Chirurgie définitive — radiothérapie postopératoire (sans chimiothérapie intercalée)					
CS <i>in situ</i> [‡]		105 (212)	75 (168)	-30	-42; -1
CS infiltrants [§]		87 (154)	76 (157)	-11	-21; -3

* Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile (entre parenthèses) entre la date de confirmation diagnostique et celle de la première chirurgie, chez les CS *in situ*. Le dénominateur inclut les CS *in situ* avec une date de confirmation diagnostique et de chirurgie distincte, soit 8, 19 et 75, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile (entre parenthèses) entre la date de confirmation diagnostique et celle de la première chirurgie, chez les CS infiltrants. Le dénominateur inclut les CS infiltrants avec une date de confirmation diagnostique et de chirurgie distincte, sans traitement néoadjuvant, soit 179, 273 et 709, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

† Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile (entre parenthèses) entre la date de la chirurgie définitive et celle du premier traitement de chimiothérapie chez les CS infiltrants. Le dénominateur inclut les CS infiltrants ayant reçu de la chimiothérapie postopératoire dont les dates de chirurgie et d'administration de chimiothérapie sont connues, soit 326, en 1998, et 428, en 2003.

‡ Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile (entre parenthèses) entre la date de la chirurgie définitive et celle du premier traitement de radiothérapie chez les CS *in situ*. Le dénominateur inclut les CS *in situ* ayant reçu de la radiothérapie postopératoire dont les dates de chirurgie et d'administration de radiothérapie sont connues, soit 69, en 1998, et 95, en 2003.

§ Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile (entre parenthèses) entre la date de la chirurgie définitive et celle du premier traitement de radiothérapie chez les CS infiltrants. Le dénominateur inclut les CS infiltrants ayant reçu de la radiothérapie postopératoire non précédée de chimiothérapie et dont les dates de chirurgie et d'administration de radiothérapie sont connues, soit 381, en 1998, et 385, en 2003.

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

L'évolution des délais par groupe d'âge calque l'évolution de la population entière et, outre le délai de la chirurgie dans le groupe des 70 ans et plus, aucun des groupes d'âge n'affichait de délai franchement divergeant des autres (tableau 9, figure 5). En 2003, le temps nécessaire pour que 95 % des patientes soient opérées suivant la confirmation diagnostique était d'environ 5 semaines de plus dans le groupe des 70 ans et plus par rapport aux plus jeunes.

Tableau 9 Délai au 50^e et 95^e percentile, en jours, entre les principales étapes de soins chez les cancers du sein infiltrants, selon l'âge

	1993 médiane (95 ^c pct)	1998 médiane (95 ^c pct)	2003 médiane (95 ^c pct)	Différence 2003-1993 ou 2003-1998	IC (95 %) de la différence
Confirmation diagnostique — première chirurgie* (excluant cas avec traitement néoadjuvant)					
< 50 ans	14 (38 ^x)	20 (47)	28 (82)	14	10; 19
50-69 ans	15 (52)	21 (48)	33 (74)	18	13; 22
≥ 70 ans	14 (66 ^x)	21 (58)	34 (113)	20	13; 25
Chirurgie définitive — chimiothérapie postopératoire**					
< 50 ans		44 (140 ^c)	37 (105)	-7	-14; 3
50-69 ans		46 (119 ^c)	38 (94)	-8	-13; 0
≥ 70 ans		50 (187 ^c)	39 (108)	-11	-29; 9
Chirurgie définitive — radiothérapie postopératoire[†] (sans chimiothérapie intercalée)					
< 50 ans		83 (141)	82 (173)	-1	-15; 23
50-69 ans		91 (154)	75 (160)	-16	-31; -7
≥ 70 ans		84 (160)	75 (148)	-9	-45; 7

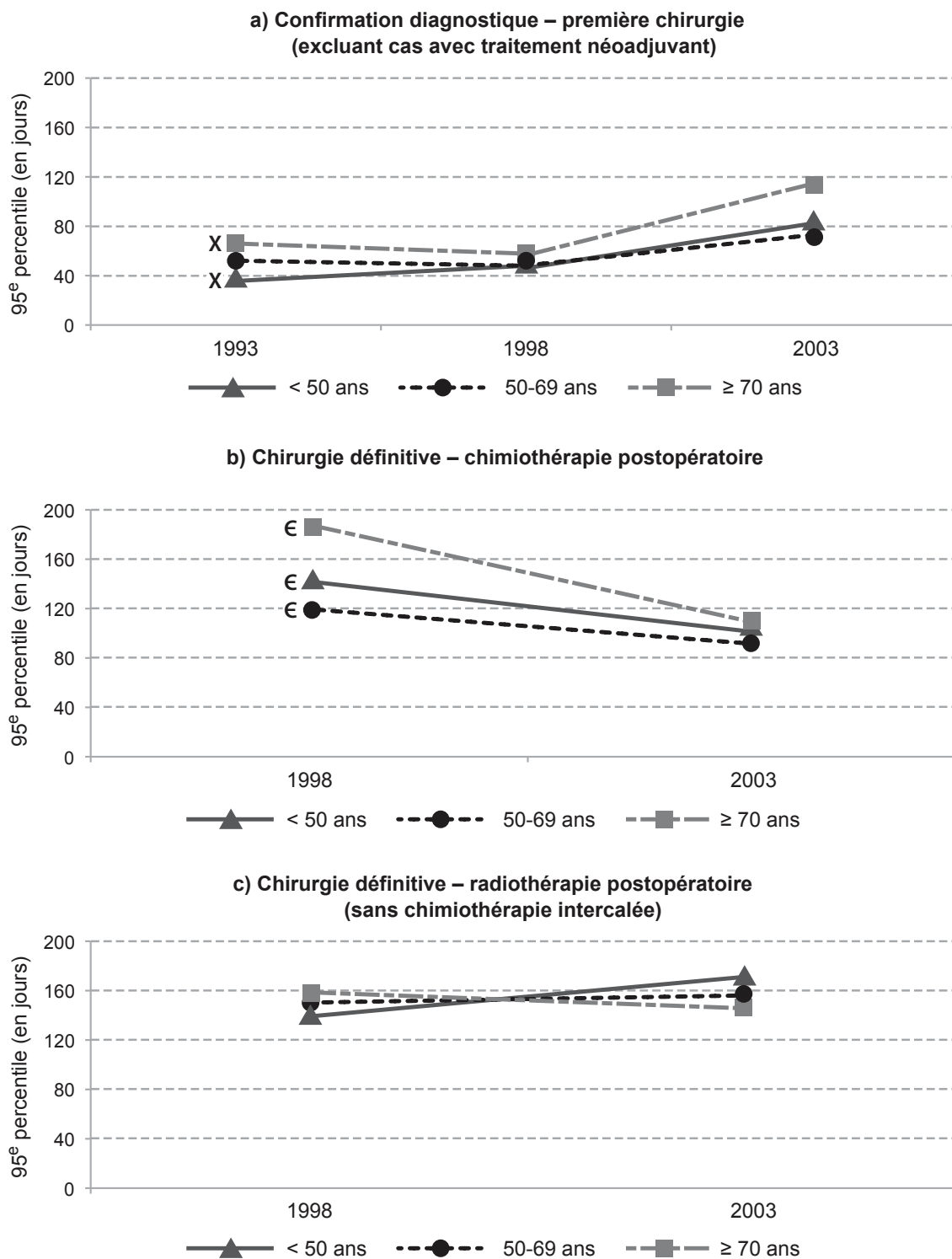
* Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile (entre parenthèses) entre la date de confirmation diagnostique et celle de la première chirurgie, chez les CS infiltrants. Le dénominateur inclut les CS infiltrants avec une date de confirmation diagnostique et de chirurgie distincte, sans traitement néoadjuvant, soit 179, 273 et 709, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile entre la date de la chirurgie définitive et celle du premier traitement de chimiothérapie chez les CS infiltrants. Le dénominateur inclut les CS infiltrants ayant reçu de la chimiothérapie postopératoire dont les dates de chirurgie et d'administration de chimiothérapie sont connues, soit 326, en 1998, et 428, en 2003.

[†] Nombre de jours au 50^e (délai médian) et 95^e percentile entre la date de la chirurgie définitive et celle du premier traitement de radiothérapie chez les CS infiltrants. Le dénominateur inclut les CS infiltrants ayant reçu de la radiothérapie postopératoire non précédée de chimiothérapie et dont les dates de chirurgie et d'administration de radiothérapie sont connues, soit 381, en 1998, et 385, en 2003.

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.



€ Coefficient de variation entre 16,6 % et 33,3 % - Valeur à interpréter avec prudence.

X Coefficient de variation au-delà de 33,3 % - Valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

Figure 5 Délai au 95^e percentile, en jours, entre les principales étapes de soins chez les cancers du sein infiltrants, selon l'âge

3.6 SURVIE RELATIVE DES CANCERS DU SEIN INFILTRANTS

Cinq ans après leur diagnostic, les femmes avec un cancer du sein infiltrant déclaré en 2003 affichaient une survie au cancer du sein, ajustée pour le stade, de 87,5 % (tableau 10). Il s'agit d'une amélioration de 5,4 points de pourcentage par rapport à la survie relative des femmes dont le cancer fut déclaré en 1993 (IC : -0,6; 9,1). Comme l'indique la figure 6, l'amélioration des survies entre 1993, 1998 et 2003 a été plus importante dans le groupe avec envahissement ganglionnaire au moment du diagnostic. Cinq ans après leur diagnostic, les cas avec ganglions positifs (N₊M₀) déclarés en 2003 avaient une survie au cancer du sein de 6,2 points plus élevée (IC : -1,6; 11,2) que les cas avec ganglions positifs déclarés en 1993. Pour les cas sans envahissement ganglionnaire (N₀M₀), le gain en survie à 5 ans a été de 2,9 points de pourcentage (IC : -1,8; 7,2) (résultats non présentés).

Tableau 10 Survie relative* des cancers du sein infiltrants

Survie relative	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Brute					
1 an	96,7	98,2	97,3	0,6	-2,2; 4,7
3 ans	89,1	91,6	91,8	2,7	-1,1; 7,9
5 ans	82,8	86,4	86,6	3,9	-1,5; 8,9
10 ans	74,9	79,0			
15 ans	69,7				
Ajustée pour le stade					
1 an	96,6	97,3	98,1	1,5	-1,0; 5,0
3 ans	88,6	90,2	92,8	4,2	0,6; 7,9
5 ans	82,2	84,9	87,5	5,4	0,6; 9,1
10 ans	74,2	77,7			
15 ans	72,3				
Selon le stade (survie à 5 ans)**					
TNM I	95,9	99,2	98,1	2,2	-4,0; 8,6
TNM II	83,4	83,4	89,2	5,8	-0,6; 11,2
TNM III	60,7	60,1	66,9	6,2	-10,6; 21,8
TNM IV	5,2 ^x	13,4 ^c	10,3 ^x	5,1	-4,8; 13,7

* La probabilité de survie relative ajustée, pour les décès non attribuables au cancer du sein, et reflète, spécifiquement, la probabilité de ne pas décéder du cancer du sein dans l'intervalle de temps spécifié suivant le diagnostic. Le dénominateur inclut les cas de CS infiltrants avec une date de décès ou de censure valide, soit 846, 1 035 et 1 034, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Le stade TNM est inconnu pour 15,7 %, 16,1 % et 13,8 % des CS infiltrants déclarés, respectivement, en 1993, 1998 et 2003. La survie relative à 5 ans dans ces groupes hétérogènes de patientes est de 73,5 %, 81,3 % et 84,3 % (différence 2003-1993 : 10,7 et IC : -3,4; 22,2).

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

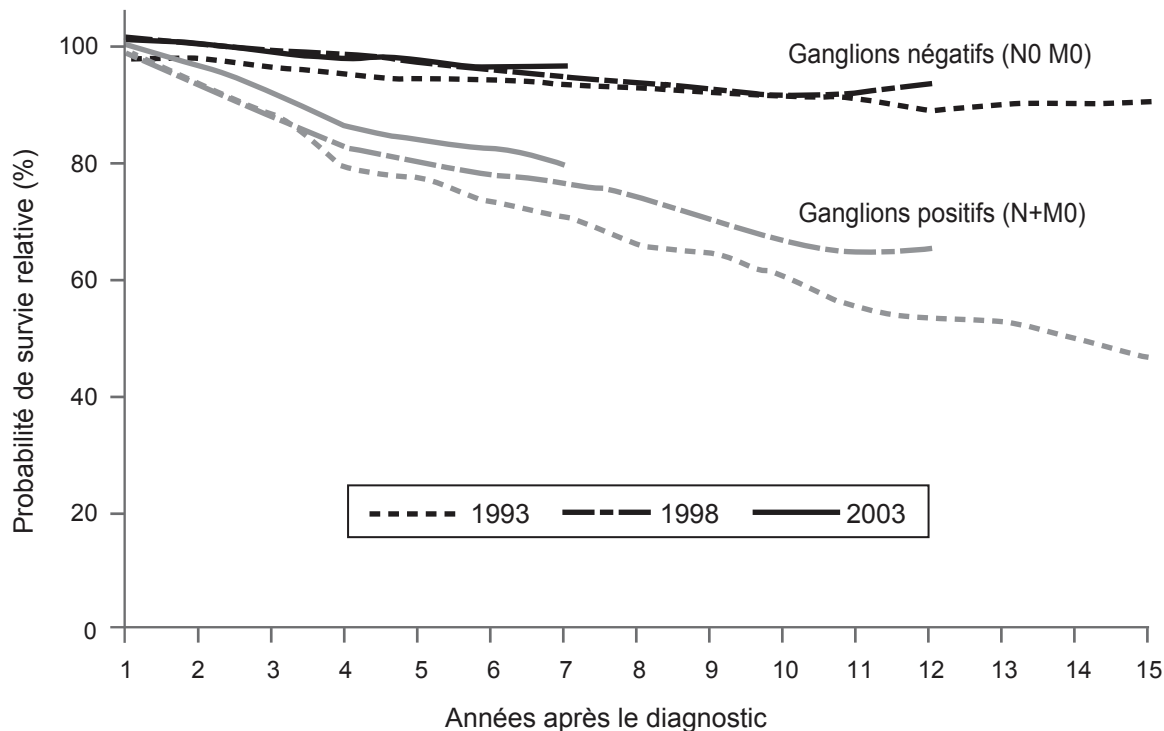


Figure 6 Survie relative selon l'année du diagnostic et l'étendue de la maladie au moment du diagnostic

Ce sont exclusivement les femmes de moins de 50 ans et celles de 70 ans et plus qui ont vu leur survie relative, ajustée pour le stade, s'améliorer entre 1993 et 2003; avec des progressions de 9 points de pourcentage dans chacun de ces deux groupes (tableau 11, figure 7). Chez les 50 à 69 ans, la survie relative ajustée pour le stade est demeurée constante, à un niveau vers lequel les deux autres groupes tendaient. Par conséquent, en 2003, la survie relative à 5 ans, ajustée pour le stade, des plus jeunes a rejoint celle des femmes de 50 à 69 ans, tandis que celle des plus âgées s'en est approchée. Chez les moins de 50 ans, le gain brut en survie (non ajusté pour le stade au diagnostic) a été moindre que le gain mesuré après ajustement pour le stade : 7,1 (IC : -0,3; 15,1) par rapport à 9,0 (IC : 1,4; 16,5) (tableau 11). À l'inverse chez les 70 ans et plus, le gain brut en survie dépassait le gain ajusté pour le stade; 11,4 (IC : -3,5; 24,8) par rapport à 9,2 (IC : -2,8; 17,8). Chez les 50 à 69 ans, l'évolution des survies brutes et celle des survies ajustées s'équivalaient : -2,0 (IC : -8,5; 1,2) par rapport à -1,3 (IC : -8,0; 1,4). L'annexe 2 montre que l'amélioration des survies était presque aussi importante chez les 80 ans et plus et les 75 à 79 ans que chez les 70 à 74 ans.

Tableau 11 Survie relative* à 5 ans — brute et ajustée pour le stade au diagnostic — des femmes atteintes d'un cancer du sein infiltrant, selon l'âge

	1993 (%)	1998 (%)	2003 (%)	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Brute					
< 50 ans	79,4	85,4	86,5	7,1	-0,3; 15,1
50-69 ans	90,0	87,6	87,9	-2,0	-6,5; 1,2
≥ 70 ans	72,5	85,2	84,0	11,4	-3,5; 24,8
Ajustée pour le stade					
< 50 ans	80,0	83,1	89,0	9,0	1,4; 16,5
50-69 ans	89,5	86,3	88,2	-1,3	-6,0; 1,4
≥ 70 ans	74,6	84,4	83,8	9,2	-2,8; 17,8

* La probabilité de survie relative ajustée, pour les décès non attribuables au cancer du sein, et reflète, spécifiquement, la probabilité de ne pas décéder du cancer du sein dans l'intervalle de temps spécifié suivant le diagnostic. Le dénominateur inclut les cas de CS infiltrants avec une date de décès ou de censure valide, soit 846, 1 035 et 1 034, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

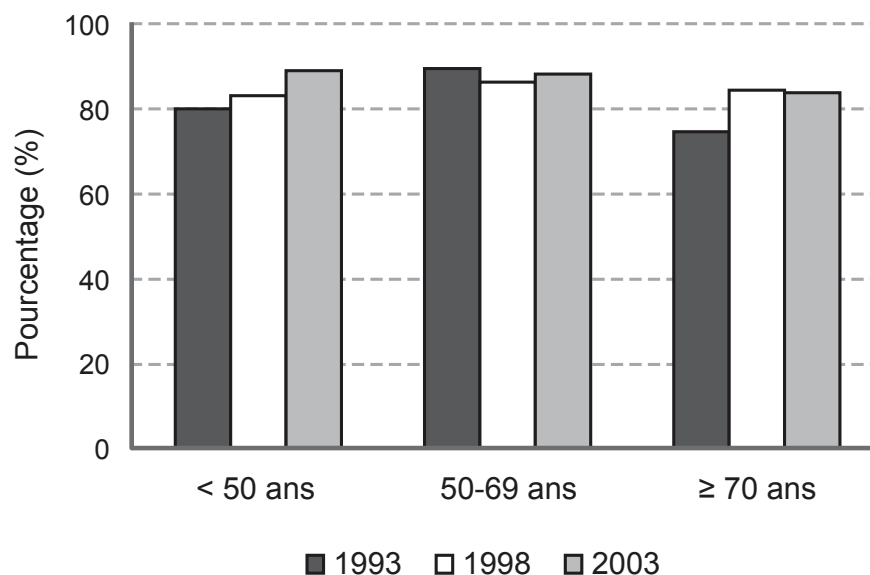


Figure 7 Survie relative à 5 ans — ajustée pour le stade au diagnostic — des femmes atteintes d'un cancer du sein infiltrant, selon l'âge

Le tableau 12 compare les survies relatives à 5 ans des patientes de 2003 dont le diagnostic était précédé ou non d'une mammographie de dépistage. Des cancers du sein diagnostiqués en 2003, 32 % l'étaient à la suite d'une mammographie de dépistage, dont 13 % parmi les moins de 50 ans, 45 % parmi les 50 à 69 ans et 20 %, parmi les 70 ans et plus. Par rapport aux cancers infiltrants de 2003 sans histoire de mammographie de dépistage dans l'année précédant le diagnostic, ceux avec une telle mammographie étaient moins sévères et jouissaient d'une survie relative à 5 ans d'environ 14 points de pourcentage supérieure. La survie spécifique à chaque stade était aussi meilleure. Les comparaisons directes entre cas de cancer détectés par dépistage et non détectés par dépistage sont toutefois empreintes de divers biais en rendant l'interprétation délicate(28). Nous les présentons donc ici sous toute réserve.

Tableau 12 Survie relative* à 5 ans — brute et spécifique à chaque stade — des femmes atteintes d'un cancer du sein infiltrant en 2003, selon que le diagnostic est précédé ou non d'une mammographie de dépistage*

	Diagnostic non précédé d'une mammographie de dépistage % (IC, 95 %)		Diagnostic précédé d'une mammographie de dépistage** % (IC, 95 %)	
Brute — population entière	82,8	79,3; 86,3	96,2	93,0; 99,2
Brute — selon l'âge				
< 50 ans	84,8	80,2; 89,2	100,9 [†]	100,8 [†] ; 101,0 [†]
50-69 ans	83,9	78,9; 88,8	93,7	89,6; 97,4
≥ 70 ans	78,7	72,3; 85,5	105,0 [†]	95,2; 112,4 [†]
Selon le stade				
TNM I	97,5	94,0; 100,7	98,9	95,0; 102,2 [†]
TNM II	87,9	83,7; 91,7	93,3	86,5; 98,8
TNM III	65,1	50,7; 78,7	77,0	45,9; 103,5 [†]
TNM IV	10,5	4,2; 18,6	—	—
Inconnu	80,0	69,6; 90,0	100,3 [†]	89,4; 109,2 [†]

* La probabilité de survie relative ajustée, pour les décès non attribuables au cancer du sein, et reflète, spécifiquement, la probabilité de ne pas décéder du cancer du sein dans l'intervalle de temps spécifié suivant le diagnostic. Le dénominateur inclut les cas de CS infiltrants avec une date de décès ou de censure valide, soit 1 034 en 2003 (288 avec mammographie de dépistage, 746 sans mammographie de dépistage).

** Nous considérons que le diagnostic fait suite à une mammographie de dépistage sur la base des informations du dossier médical et des réclamations pour mammographie de dépistage réalisées entre le 1^{er} janvier 2002 et le 31 décembre 2003 à la Régie de l'assurance maladie du Québec.

[†] Une probabilité de survie relative supérieure à 100 suggère que la survie observée parmi les patientes de l'étude est meilleure que la survie attendue chez ces mêmes patientes en absence de cancer.

4 DISCUSSION

4.1 SYNTHÈSE DES RÉSULTATS

Au Québec, entre 1993 et 2003, période de l'implantation du PQDCS et de la diffusion de plusieurs standards de pratique en cancer du sein, il y a eu un net accroissement des cas de cancer du sein diagnostiqués au stade non infiltrant (CCIS), essentiellement parmi les femmes de 50 à 69 ans. Le profil des cancers du sein infiltrants s'est dégradé parmi les femmes de moins de 50 ans tandis qu'il s'est amélioré légèrement chez les 50 à 69 ans et les 70 ans et plus.

La caractérisation histopathologique des cancers a considérablement évolué. En 2003, chaque caractéristique tumorale pour laquelle il existe un consensus voulant qu'elle soit documentée (taille, grade, récepteurs hormonaux, marges de résection, envahissement vasculo-lymphatique) était mentionnée dans au-delà de 90 % des dossiers médicaux. Seule la mention de l'envahissement ganglionnaire chez les femmes de 70 ans et plus manquait à une proportion substantielle de dossiers. En 2003, il ne restait que 6 % des CCIS qui subissaient une dissection axillaire.

En 2003, 94 % des cas de CCIS et 72 % des cas infiltrants étaient traités par mastectomie conservatrice. À la suite d'une mastectomie conservatrice, 82 % des CCIS et 96 % des cas infiltrants de stade TNM I, II et III recevaient de la radiothérapie. Et durant la période d'observation, les traitements locorégionaux (chirurgie et radiothérapie) ont eu tendance à s'harmoniser entre les plus âgées et les plus jeunes. L'administration de traitements adjuvants se conformait aussi grandement aux recommandations cliniques avec 96 % de chimiothérapie parmi les moins de 50 ans avec envahissement ganglionnaire et 89 % d'endocrinothérapie parmi les 50 ans et plus avec envahissement ganglionnaire et récepteurs hormonaux positifs. Les indicateurs de traitement mesurés changeaient peu durant la période d'observation, sauf pour l'endocrinothérapie et les traitements néoadjuvants qui augmentaient. En 2003, 17 % des cas infiltrants initialement traités par mastectomie conservatrice étaient réopérés dans le cours du premier épisode de soins pour une seconde mastectomie partielle ou une mastectomie totale.

Le temps nécessaire pour que 95 % des CCIS soient opérés suivant la confirmation diagnostique est passé de 5 semaines, en 1993, à 17 semaines, en 2003, et, pour les cas infiltrants (en excluant ceux recevant un traitement néoadjuvant), ce même délai est passé de 7 à 12 semaines. Il fallait, en 2003, 14 semaines pour que 95 % des patientes aient commencé la chimiothérapie postopératoire, soit 5 semaines de moins qu'en 1993. Le délai à la radiothérapie postopératoire était, en 2003, de 22 semaines. Les patientes avec et sans mammographie de dépistage étaient assujetties aux mêmes délais.

La survie relative à 5 ans, ajustée pour le stade, des patientes de 2003 avec un cancer du sein infiltrant était de 88 %, soit de 5 points supérieure à celle des patientes de 1993. Ce gain était plus marqué chez celles avec ganglions positifs, où l'amélioration a été de 6 points de pourcentage, entre 1993 et 2003; contre 3 points parmi celles sans ganglions atteints. Ce sont exclusivement les moins de 50 ans et les 70 ans et plus qui ont bénéficié d'amélioration de la survie ajustée pour le stade entre 1993 et 2003. La survie du groupe des 50 à 69 ans,

élevée en 1993 par rapport à la survie des femmes des deux autres groupes d'âge, est demeurée constante tandis qu'elle s'améliorait progressivement chez les autres. Chez les moins de 50 ans, le gain brut en survie (non ajusté pour le stade au diagnostic) a été de 2 points de pourcentage moindre que le gain mesuré après ajustement pour le stade. À l'inverse chez les 70 ans et plus, le gain brut en survie dépassait le gain ajusté pour le stade d'environ 2 points de pourcentage. Chez les 50 à 69 ans, les tendances des survies brutes et ajustées s'équivalaient.

4.2 FORCES ET FAIBLESSES DE L'ÉTUDE

Trois éléments permettent de croire que les échantillons étudiés sont représentatifs de l'ensemble des cas incidents de cancer du sein du Québec : premièrement, les cas ont été identifiés par l'intermédiaire du FTQ, dont l'exhaustivité est de 98,8 % pour le cancer du sein(29); deuxièmement, les hôpitaux et les cas ont été sélectionnés aléatoirement; et troisièmement, chaque échantillon contient environ 20 % de la population totale. De même, pour garantir la qualité et l'uniformité des données colligées dans les dossiers médicaux, seulement quelques archivistes ont procédé à l'ensemble de la collecte dans les hôpitaux du Québec, et ce, avec un formulaire numérique standardisé et sous la supervision des chercheurs. D'autre part, nous avons eu recours au fichier administratif de la RAMQ pour déterminer les dates du décès ou de censure nécessaires aux analyses de survie, évitant ainsi de devoir émettre un postulat sur le statut vital des femmes à la fin du suivi. R. Louchini(30) a montré que les dates de décès du fichier administratif de la RAMQ comportaient très peu d'erreurs par rapport au Fichier des décès.

Dans cette étude, nous avons présumé que l'établissement signalant le cancer au Fichier des tumeurs prodiguait l'ensemble des soins. Or une petite fraction des patientes ont sûrement reçu des soins dans plus d'un établissement. De même, certains traitements, comme l'endocrinothérapie, ont pu être prescrits en dehors de l'hôpital. À cet égard, nous procéderons sous peu à une étude vérifiant la fiabilité du dossier médical pour mesurer le recours à l'endocrinothérapie. Nous avons aussi présumé que le dossier médical reflétait l'ensemble des actes posés alors que le personnel soignant a pu dans certains cas omettre d'inscrire un résultat d'examen négatif. Par ailleurs, surtout chez les plus âgées, des contre-indications médicales ou préférences de la patiente ont pu justifier des soins dérogeant des recommandations; or nos analyses n'en tiennent pas compte. Aucune des analyses présentées dans ce rapport n'est ajustée pour les comorbidités des patientes. Il est également possible que des cas de récives aient été considérés comme des premiers cancers du sein, si la date de déclaration du premier épisode du cancer précédait le 1^{er} janvier 1984, mais ceci représenterait très peu de cas.

4.3 INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS

4.3.1 Sévérité de la maladie au moment du diagnostic

Chez les femmes de 50 à 69 ans, l'accroissement des cas de CCIS reflète la progression du taux de couverture à la mammographie dans la décennie 1990, progression attribuable, avant 1998, principalement au dépistage opportuniste, puis progressivement systématisé sous le PQDCS. Le taux de couverture à la mammographie indique la proportion de femmes

ayant passé au moins une mammographie de dépistage ou de diagnostic bilatérale au cours d'une période de 24 mois. Au Québec entre 1989 et 2000, ce taux a progressé de 40 points de pourcentage chez les femmes de 50 à 69 ans (passant de 22 à 62 %), contre 10 points chez les femmes de 70 ans et plus (passant de 8 à 18 %)(31). Après 2000, les progressions ont été beaucoup plus modestes dans les deux groupes. Chez les plus jeunes, bien que le taux ait fluctué (hausse entre 1989 et 1992, puis baisse entre 1992 et 2000), il est dans l'ensemble demeuré stable autour de 23 % chez les 40 à 49 ans et à 3 % chez les 20 à 39 ans(31).

Chez les femmes de moins de 50 ans, le profil des cancers infiltrants au moment du diagnostic (distribution du stade au diagnostic) s'est détérioré entre 1993 et 2003. Toutefois l'évolution variait passablement selon les centres hospitaliers (résultats non présentés). En 1993, par rapport au profil des cas provenant des hôpitaux à volume élevé de cancer du sein (≥ 90 cas par année), les cas provenant des hôpitaux à volume intermédiaire (entre 30 et 90 cas par année) ou faible (< 30 cas par année) avaient un profil au moment du diagnostic qui apparaissait nettement favorable. Par la suite, leur profil rejoignait celui des hôpitaux à volume élevé donnant l'impression, qu'entre 1993 et 2003, le profil des cancers du sein s'était dégradé dans les hôpitaux à volume intermédiaire et faible. Le perfectionnement des pratiques et techniques employées pour investiguer les cancers peut entraîner une apparente détérioration de la distribution du stade au diagnostic dans le temps sans qu'il n'y ait de changement réel de la sévérité de la maladie au diagnostic. On décèle mieux les extensions locorégionales et distales discrètes qui autrefois n'étaient pas pris en compte dans la détermination du stade. Ce phénomène est appelé « migration du stade » (ou phénomène Will Rogers)(34). Il a été évoqué en cancer du sein avec l'avènement de méthodes immunohistochimiques ou moléculaires pour analyser le ganglion sentinelle, mais aussi avec le recours à d'autres techniques pour détecter les extensions locorégionales(35-37). L'apparente détérioration de la distribution du stade au diagnostic que nous observons, entre 1993 et 2003, dans les hôpitaux à volume faible et intermédiaire, mais pas dans les hôpitaux à volume élevé, pourrait bien résulter d'un phénomène Will Rogers. Cela suggérerait que le perfectionnement des pratiques et techniques d'investigation des cancers du sein serait advenu, au Québec, avant 1993 dans les centres hospitaliers à volume élevé et entre 1993 et 2003 dans les centres hospitaliers à volume intermédiaire et faible. Des analyses complémentaires seraient cependant nécessaires pour confirmer cette hypothèse.

Malgré une progression marquée du taux de couverture à la mammographie chez les 50 à 69 ans, la sévérité de la maladie des cas infiltrants de ce groupe a peu changé entre 1993 et 2003. Par contre, déjà en 1993, la proportion des tumeurs de petite taille y était nettement plus élevée que dans les autres groupes d'âge. Ceci suggère que les principaux facteurs susceptibles de devancer le diagnostic des cas infiltrants comme la sensibilisation à l'importance de consulter tôt en présence de symptômes, l'accès rapide aux examens diagnostiques et le dépistage agissaient bien avant 1993 chez les femmes de cette tranche d'âge. D'ailleurs, les répartitions des tumeurs précoces et avancées que nous avons mesurées en 1993 et 1998, chez les 50 à 69 ans, sont comparables à celles atteintes par d'autres nations à la fin de la mise en place de leur programme systématique de dépistage(32, 33). Plus que d'augmenter la détection précoce des tumeurs infiltrantes,

l'implantation du PQDCS à partir de 1998 a peut-être surtout permis d'uniformiser l'accès aux services de détection précoce pour les femmes de 50 à 69 ans. C'est du reste ce que suggère l'évolution des pourcentages de CCIS déclarés selon la taille des hôpitaux. Avant 1998, les hôpitaux à volume élevé de cancers du sein déclaraient beaucoup plus de CCIS que les hôpitaux à volume intermédiaire ou faible. Après 1998, ces différences s'estompent (résultats non présentés). Et comme chez les femmes de moins de 50 ans, l'évolution du profil des cas infiltrants variait selon le volume annuel de cancer du sein des hôpitaux (résultats non présentés). Nous pouvons donc penser que les changements eu égard à la détection précoce mais aussi eu égard aux pratiques et techniques d'investigation des cas ne seraient pas advenus au même moment dans les hôpitaux à volume élevé, intermédiaire et faible. Il s'avère par conséquent plausible, tout particulièrement dans les hôpitaux à volume intermédiaire et faible de cancer du sein, qu'un phénomène Will Rogers masque l'amélioration du stade au diagnostic vraisemblablement survenu avec l'augmentation de la couverture à la mammographie. Des analyses complémentaires seraient nécessaires pour le confirmer.

Chez les 70 ans et plus, l'augmentation de la proportion des cancers infiltrants de petite taille sans progression parallèle de la détection des CCIS suggère que, au-delà de la croissance du dépistage opportuniste, des facteurs comme la sensibilisation à l'importance de consulter promptement en présence de symptômes et l'accès rapide aux tests diagnostiques ont continué à évoluer dans ce groupe jusqu'au début des années 2000. D'ailleurs, le taux de couverture à la mammographie n'a fait qu'un bond modeste dans ce groupe durant la période d'observation. Contrairement aux femmes plus jeunes, chez les 70 ans et plus, l'évolution du profil des cas au diagnostic ne variait pas selon le volume annuel de cancer du sein des hôpitaux (résultat non présenté).

4.3.2 Caractérisation histopathologique et traitements des cancers

L'investigation du cancer du sein a grandement évolué au cours des années 1990(1), et les indicateurs de caractérisation mesurés en font foi. L'évaluation histopathologique des ganglions axillaires diminue avec l'âge, mais, comme l'indique l'annexe 2, la démarcation devient manifeste surtout à 80 ans. Il en est de même, d'ailleurs, pour les marqueurs récents que nous avons mesurés (ganglion sentinelle et Her-2/Neu). L'évolution divergente du profil des cas au diagnostic selon le volume annuel de cancer du sein des hôpitaux, tout particulièrement apparente chez les femmes de moins de 50 ans, suggère que des changements dans la recherche des extensions locorégionales se soient opérés entre 1993 et 2003 dans les hôpitaux à volume intermédiaire et faible de cancer du sein. Ces changements se seraient opérés plus tôt dans les hôpitaux à volume élevé.

Les démonstrations d'efficacité de la mastectomie conservatrice suivie de radiothérapie, comme solution de rechange à la mastectomie totale, ont commencé à émerger au milieu des années 1980, et les présents résultats illustrent l'adhésion rapide des cliniciens québécois aux consensus cliniques qui en ont découlé(1). De même, comme l'expose l'annexe 2, les traitements locorégionaux se sont harmonisés entre les groupes d'âge au fil du temps et, en 2003, la démarcation entre les plus jeunes et les plus âgées se situait davantage à 80 qu'à 70 ans. L'efficacité de la chimiothérapie et de l'endocrinothérapie adjuvante chez les patientes avec une extension régionale s'établit aussi à partir du milieu

des années 1980(1, 17, 18), et les présents résultats montrent, dès 1993, la concordance entre les pratiques et ces connaissances émergentes. La proportion des tumeurs considérées sensibles à l'endocrinothérapie a progressé de 10 points de pourcentage durant la période d'observation. Cela pourrait résulter de l'évolution des méthodes de dosage des récepteurs endocriniens et de l'abaissement progressif du seuil de positivité.

4.3.3 Les délais entre les principales étapes de soins

Les délais (50^e et 95^e percentiles en jours) entre le moment de la confirmation diagnostique et la date de la première chirurgie se sont allongés tandis que ceux entre la date de la chirurgie définitive et le début des traitements adjuvants se sont écourtés. Fait rassurant, malgré des allongements du délai à la chirurgie similaires dans les trois groupes d'âge, la survie au cancer du sein s'est améliorée dans deux d'entre eux alors qu'elle demeurait stable dans l'autre. Les données dont nous disposons pour réaliser la présente étude ne nous permettent pas de vérifier dans quelle mesure des changements dans les pratiques, comme l'intensification de la caractérisation des nouveaux cancers, et des changements dans l'organisation des soins en cancer du sein au Québec auraient pu influencer sur les délais. Les services de radiothérapie, tout particulièrement, étaient en profonde transformation au Québec au début des années 2000, et les délais touchant la radiothérapie se sont vraisemblablement beaucoup écourtés depuis le moment où nous les avons mesurés(19).

4.3.4 La survie au cancer du sein mesurée par l'intermédiaire de la survie relative

À l'instar d'autres chercheurs(38-41), nous avons utilisé la survie au cancer stratifiée selon l'avancement de la maladie au diagnostic ou ajusté pour l'avancement de la maladie au diagnostic pour estimer les retombées des progrès thérapeutiques sur la létalité de la maladie. Nous entendons par progrès thérapeutiques le développement de nouveaux traitements plus efficaces, mais aussi l'application plus efficiente des traitements existants (meilleur arrimage du traitement aux caractérisations de la tumeur, meilleure observance au traitement, etc.). Ainsi, les avancées thérapeutiques advenues au cours des années 1990 expliqueraient une bonne part des gains en survie relative mesurés, entre 1993 et 2003, chez les femmes avec ganglions positifs. Elles expliqueraient aussi le gain, plus modeste, chez les femmes avec ganglions négatifs. Les retombées des avancées thérapeutiques pourraient toutefois être surestimées. Le fait que la stratification selon l'envahissement ganglionnaire ne permette pas de contrôler complètement l'évolution dans le temps du pronostic du cancer au diagnostic (par exemple, le fait que les cas avec ganglions positifs de 2003 puissent avoir des tumeurs de plus petite taille que leurs homologues de 1993) constitue une source possible de surestimation(40). Le phénomène de « migration du stade » décrit précédemment peut aussi contribuer à surestimer les retombées des avancées thérapeutiques. La redistribution du stade découlant des progrès dans la recherche des extensions locorégionales et distales, où chaque catégorie est épurée de ses cas les plus sévères transférés à la catégorie suivante, peut gonfler artificiellement la survie des années récentes par rapport aux années antérieures autant dans la strate avec ganglions positifs que dans celle avec ganglions négatifs(40).

Les gains en survie relative, ajustée pour le stade, observés chez les moins de 50 ans et les 70 ans et plus seraient aussi essentiellement l'expression des progrès thérapeutiques. Et dans chaque groupe d'âge, les progrès profiteraient davantage aux cas avec extension régionale (ganglions positifs) qu'aux autres. Comme précédemment, cependant, l'effet des avancées thérapeutiques pourrait être surestimé par le phénomène de « migration du stade ». Chez les 50 à 69 ans, la survie ajustée pour le stade est demeurée stable, entre 1993 et 2003, à un niveau vers lequel les deux autres groupes d'âge tendent, suggérant que ces dernières aient bénéficié des avancées thérapeutiques avant les autres. Il n'en demeure pas moins qu'en 2003 les trois groupes d'âge tendaient vers des survies relatives à 5 ans, ajustées pour le stade, oscillant autour de 90 %. Des gains supplémentaires surviendront peut-être à l'avenir avec le développement de nouveaux marqueurs tumoraux permettant d'appliquer des traitements immunologiques, cytotoxiques ou endocriniens plus ciblés. À noter que l'évolution de la survie brute, c'est-à-dire non ajustée pour le stade au diagnostic, résulte de l'effet combiné des changements en ce qui concerne la détection précoce et les progrès thérapeutiques sur la létalité de la maladie. Le phénomène de « migration du stade » n'affecte pas la survie brute.

Mentionnons en terminant que la survie relative brute à 5 ans des femmes du Québec atteintes d'un cancer du sein infiltrant se comparait, au début des années 1990, à celle des femmes d'ailleurs. Elle se situait ici en 1993 à 82,8 % (IC : 78,0; 86,9), contre 82,5 % (IC : 81,9; 83,0), 83,9 % (IC : 83,7; 84,1) et 73,1 % (IC : 72,9; 73,4), entre 1990 et 1994, dans les registres de cancer canadiens, étatsuniens et européens, respectivement, participant au projet CONCORD(42).

4.4 CONCLUSION

Au Québec entre 1993 et 2003, les principaux changements dans la lutte contre le cancer du sein que nous avons documentés touchaient la détection des CCIS, une certaine amélioration du profil des cancers infiltrants chez les 50 à 69 et les 70 ans et plus, l'intensification de la caractérisation histopathologique ainsi que le rattrapage des 70 ans et plus pour les traitements. La survie ajustée pour le stade a progressé de 5 points de pourcentage, avec une quasi-disparition des différences de survie entre les groupes d'âge. L'évolution de la survie au cancer du sein était plus importante chez les cas avec ganglions positifs et semblait principalement le fruit des avancées thérapeutiques. L'apparente détérioration, entre 1993 et 2003, du profil des cas au moment du diagnostic chez les femmes de moins de 50 ans semble attribuable à un phénomène de « migration du stade » (meilleure détection des extensions locorégionales et distales discrètes au fil du temps) dans les hôpitaux avec un volume annuel de cancer du sein intermédiaire ou faible. Des analyses complémentaires seront cependant nécessaires pour confirmer cette hypothèse. Fait rassurant, en 2003, le profil des cancers du sein au diagnostic des femmes de moins de 50 ans traitées dans les hôpitaux avec un volume intermédiaire ou faible a rejoint celui de leurs homologues traitées dans les hôpitaux à volume élevé et la survie des patientes de moins de 50 ans a rejoint celle des patientes de 50 à 69 ans. Les résultats de la présente étude invitent à la vigilance quant au délai entre la confirmation diagnostique et le traitement chirurgical, à la prise en charge du groupe en expansion des CCIS, et aux particularités de la prise en charge des cas survenant après 70 ans. L'intégration au futur registre des cancers du Québec d'informations sur le stade au diagnostic et le développement d'interfaces entre

ce registre et les autres banques de données sociosanitaires faciliteront considérablement la surveillance de la lutte au cancer du sein au Québec. Le dossier médical demeurera néanmoins une source incontournable de renseignements pour documenter les changements dans les soins et en comprendre les causes et les effets. La standardisation lorsqu'elle est possible des informations qui y sont versées, comme le protocole opératoire et le régime chimiothérapeutique, serait donc souhaitable.

BIBLIOGRAPHIE

1. The Steering Committee on clinical practice guidelines for the care and treatment of breast cancer. CMAJ. 1998;158 Suppl 3:S1-S83.
2. Breast cancer guidelines. Cancer Care Ontario. www.cancercare.on.ca/toolbox/qualityguidelines/diseasesite/breast-ebs. 2009.
3. Breast Cancer Management Guidelines. British Columbia Cancer Agency. www.bccancer.bc.ca/HPI/CancerManagementGuidelines/Breast/1TumourSiteTypeDemographics.htm. 2009.
4. Comité de l'évolution des pratiques en oncologie (CEPO). Guide d'utilisation du trastuzumab (Herceptin^{MC}) dans le traitement adjuvant du cancer du sein, Mise à jour. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, Direction de la lutte au cancer. 2008;1-30.
5. Comité de l'évolution des pratiques en oncologie(CEPO). Guide d'utilisation de la capécitabine dans le traitement du cancer du sein avancé ou métastatique. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, Direction de la lutte au cancer. 2005;1-79.
6. CONCORD Working Group. CONCORD Working Group. www.lshtm.ac.uk/ncdeu/cancersurvival/concord/phase1/index.htm. 2009.
7. Hébert-Croteau N *et al.* Investigating the correlation between hospital of primary treatment and the survival of women with breast cancer. Cancer 2005;104:1343-8.
8. Hébert-Croteau N *et al.* A population-based study of the impact of delaying radiotherapy after conservative surgery for breast cancer. Breast Cancer Res Treat. 2004;88:187-96.
9. Hébert-Croteau N *et al.* Variations in the treatment of early-stage breast cancer in Quebec between 1988 and 1994. CMAJ. 1999;161:951-5.
10. Hébert-Croteau N *et al.* Time trends in systemic adjuvant treatment for node-negative breast cancer. J Clin Oncol. 1999;17:1458-64.
11. Hébert-Croteau N *et al.* Compliance with consensus recommendations for the treatment of early stage breast carcinoma in elderly women. Cancer 1999;85:1104-13.
12. Brisson J., Major D. Plan de surveillance de la lutte contre le cancer du sein I, Cadre conceptuel et indicateurs. Direction des communications du ministère de la Santé et des Services sociaux. 2000;1-76.
13. Brisson J., Major D. Plan de surveillance de la lutte contre le cancer du sein II, Évolution de la lutte contre le cancer du sein au Québec. Direction des communications du ministère de la Santé et des Services sociaux. 2000;1-74.

14. Perron L *et al.* Surveillance de la lutte contre le cancer du sein — évolution, entre 1993 et 1998, de l'étendue de la maladie au moment du diagnostic, des procédures d'investigation, du traitement et de la survie relative. Institut national de santé publique du Québec. 2005;1-101.
15. Programme québécois de lutte contre le cancer, Pour lutter efficacement contre le cancer, formons équipe. Ministère de la Santé et des Services sociaux, Gouvernement du Québec. 1997;1-185.
16. American Joint Committee on Cancer. AJCC cancer staging manual. New York: Springer-Verlag, 1997.
17. Systemic treatment of early breast cancer by hormonal, cytotoxic, or immune therapy. 133 randomised trials involving 31,000 recurrences and 24,000 deaths among 75,000 women. Early Breast Cancer Trialists' Collaborative Group. Lancet 1992;339: 1-15.
18. Systemic treatment of early breast cancer by hormonal, cytotoxic, or immune therapy. 133 randomised trials involving 31,000 recurrences and 24,000 deaths among 75,000 women. Early Breast Cancer Trialists' Collaborative Group. Lancet 1992;339:71-85.
19. Direction de la lutte contre le cancer. Orientations prioritaires 2007-2012 du Programme québécois de lutte contre le cancer. Direction des communications du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. 2007;1-43.
20. Direction de la lutte contre le cancer. Trajectoire de soins et de services en oncologie, Indicateurs d'accès. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. 2005;12-7.
21. Ederer F, Axtell LM, Cutler SJ. The relative survival rate: A statistical methodology. Natl. Cancer Inst. Monogr 1961;6:101-21.
22. Cochran WG. Sampling Techniques. New York.1977.
23. Lumley T. Survey: Analysis of complex survey samples. 2009.
24. R Development Core Team (2009). R: A language and environment for statistical computing. 2009.
25. Bernard PM, Lapointe C. Mesures statistiques en épidémiologie. 1991. Québec.
26. The management of ductal carcinoma *in situ* (DCIS). The Steering Committee on clinical practice guidelines for the care and treatment of breast cancer. Canadian Association of Radiation Oncologists. CMAJ 1998;158, Suppl 3:S27-S34.
27. Winchester DP, Strom EA. Standards for diagnosis and management of ductal carcinoma *in situ* (DCIS) of the breast. American College of Radiology. American College of Surgeons. College of American Pathologists. Society of Surgical Oncology. CA Cancer J Clin 1998;48:108-28.

28. Morrison A. Screening in Chronic Disease. New York. 1992.
29. Brisson J, Major D, Pelletier E. Évaluation de l'exhaustivité du fichier des tumeurs du Québec. Institut national de santé publique du Québec. 2003.1-35.
30. Louchini R. La survie au cancer pour les nouveaux cas déclarés au Québec en 1992, Qualité des données, Probabilité de survie relative à cinq ans. Institut national de santé publique du Québec. 2002.
31. Vandal N *et al.* Évolution de la mortalité par cancer du sein depuis l'implantation du programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS). Institut national de santé publique du Québec. 2009.1-16.
32. McCann J, Stockton D, Day N. Breast cancer in East Anglia: The impact of the breast screening programme on stage at diagnosis. *J Med Screen* 1998;5:42-8.
33. Hofvind S, Sorum R, Thoresen S. Incidence and tumor characteristics of breast cancer diagnosed before and after implementation of a population-based screening-program. *Acta Oncol* 2008;47:225-31.
34. Feinstein AR, Sosin DM, Wells CK. The Will Rogers phenomenon. Stage migration and new diagnostic techniques as a source of misleading statistics for survival in cancer. *N Engl.J Med* 1985;312:1604-8.
35. Bolster MJ *et al.* More tumor-affected lymph nodes because of the sentinel lymph node procedure but no stage migration, because the 2002 TNM classifies small tumor deposits as pathologic N0 breast cancer. *Cancer* 2009;115:5589-95.
36. Galimberti V *et al.* Stage migration after biopsy of internal mammary chain lymph nodes in breast cancer patients. *Ann Surg Oncol* 2002;9:924-8.
37. Singletary SE *et al.* Revision of the American Joint Committee on cancer staging system for breast cancer. *J Clin Oncol* 2002;20:3628-36.
38. Chu KC *et al.* Recent trends in U.S. breast cancer incidence, survival, and mortality rates. *J Natl.Cancer Inst.* 1996;88:1571-9.
39. Ugnat AM *et al.* Survival of women with breast cancer in Ottawa, Canada: Variation with age, stage, histology, grade and treatment. *Br J Cancer* 2004;90:1138-43.
40. Elkin EB *et al.* The effect of changes in tumor size on breast carcinoma survival in the U.S.: 1975-1999. *Cancer* 2005;104:1149-57.
41. Jemal A *et al.* Annual report to the nation on the status of cancer, 1975-2001, with a special feature regarding survival. *Cancer* 2004;101:3-27.
42. Coleman MP *et al.* Cancer survival in five continents: A worldwide population-based study (CONCORD). *Lancet Oncol.* 2008;9:730-56.

ANNEXE 1

RÉPARTITIONS DÉTAILLÉES DES INDICATEURS DE SÉVÉRITÉ DE LA MALADIE AU MOMENT DU DIAGNOSTIC DES CANCERS DU SEIN INFILTRANTS

RÉPARTITIONS DÉTAILLÉES DES INDICATEURS DE SÉVÉRITÉ DE LA MALADIE AU MOMENT DU DIAGNOSTIC DES CANCERS DU SEIN INFILTRANTS

Tableau 1.1 Taille de la tumeur au moment du diagnostic des cancers du sein infiltrants*

Taille de la tumeur (cm)	1993 (n = 824) (%)**	1998 (n = 1018) (%)**	2003 (n = 987) (%)**
≤ 1	16,3	20,5	21,0
> 1-2	46,3	43,7	40,4
> 2-3	19,6	21,4	21,7
> 3-4	9,6	6,4	7,8
> 4	8,2	8,0	9,1

* Comparaison des distributions de 1993 et de 2003 : valeur p = 0,03.

** Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont la taille de la tumeur était consignée dans le dossier médical.

Tableau 1.2 Nombre de ganglions axillaires envahis au moment du diagnostic des cancers du sein infiltrants*

Nombre de ganglions axillaires envahis	1993 (n = 702) (%)**	1998 (n = 848) (%)**	2003 (n = 851) (%)**
0	63,3	60,1	60,3
1-3	25,0	26,9	25,8
≥ 4	11,7	13,0	13,9

* Comparaison des distributions de 1993 et de 2003 : valeur p = 0,32.

** Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont l'envahissement axillaire, mesuré à la pathologie, était consigné dans le dossier médical.

Tableau 1.3 Stade TNM au moment du diagnostic des cancers du sein infiltrants*

Stade TNM	1993 (n = 713) (%)**	1998 (n = 879) (%)**	2003 (n = 891) (%)**
I	43,4	46,5	43,9
II	46,2	43,7	43,3
III	6,6	7,3	6,7
IV	3,8 ^c	2,5	6,1

* Comparaison des distributions 1993-2003 : valeur p = 0,33.

** Le dénominateur inclut seulement les cas de cancer du sein infiltrant chez qui nous avons pu reconstituer le stade TNM.

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

ANNEXE 2

**RÉPARTITION DES PRINCIPAUX INDICATEURS MESURÉS SELON
L'ÂGE EN CINQ CATÉGORIES (< 50, 50-69, 70-74, 75-79, ≥ 80)**

RÉPARTITION DES PRINCIPAUX INDICATEURS MESURÉS SELON L'ÂGE EN CINQ CATÉGORIES (< 50, 50-69, 70-74, 75-79, ≥ 80)

Cette annexe montre la répartition des principaux indicateurs mesurés selon l'âge où le groupe des 70 ans et plus est fractionné en trois sous-groupes (70 à 74, 75 à 79 et 80 ans et plus). On observe que, sauf pour l'administration de radiothérapie postopératoire et la survie, le rattrapage dans le temps entre les femmes les plus jeunes et plus âgées touche surtout les 70 à 74 et les 75 à 79 ans. Et en 2003, la démarcation entre les femmes les plus jeunes et les plus âgées pour presque tous les indicateurs se situe à 80 plutôt qu'à 70 ans.

Tableau 2.1 Répartition des principaux indicateurs mesurés selon l'âge en cinq catégories

	1993 (%)*	1998 (%)*	2003 (%)*	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Tumeur de ≤ 1 cm au moment du diagnostic*					
< 50 ans	12,2	17,3	14,6	2,3	-3,3; 8,0
50-69 ans	21,5	25,1	25,7	4,2	-2,1; 10,6
70-74 ans	17,4 ^c	16,3 ^x	29,2	11,7	1,3; 22,2
75-79 ans	7,4 ^x	17,7 ^x	16,1 ^c	8,8	0,1; 17,5
≥ 80 ans	6,4 ^x	11,0 ^x	6,0 ^x	-0,5	-7,5; 6,5
Envahissement ganglionnaire mesuré en histopathologie**					
< 50 ans	91,8	92,8	93,0	1,2	-3,0; 5,3
50-69 ans	89,9	88,8	92,3	2,5	-2,4; 7,3
70-74 ans	67,9	78,3	78,6	10,7	-5,7; 27
75-79 ans	70,4	62,4	62,6	-7,8	-21,9; 6,3
≥ 80 ans	31,3 ^c	40,8 ^c	37,6	6,4	-11,5; 24,2
Chirurgie ganglion sentinelle[†]					
< 50 ans			31,9		
50-69 ans			34,1		
70-74 ans			31,1 ^c		
75-79 ans			21,8 ^c		
≥ 80 ans			6,3 ^x		
Mesure de l'oncogène Her-2/Neu[‡]					
< 50 ans			60,6		
50-69 ans			50,9		
70-74 ans			41,0		
75-79 ans			48,3		
≥ 80 ans			37,1		

Tableau 2.2 Répartition des principaux indicateurs mesurés selon l'âge en cinq catégories (suite)

	1993 (%)*	1998 (%)*	2003 (%)*	Différence 2003-1993	IC (95 %) de la différence
Mastectomie partielle (MP)[§]					
< 50 ans	81,9	81,3	68,0	-13,8	-25,1; -2,5
50-69 ans	76,4	81,2	77,2	0,8	-6,8; 8,3
70-74 ans	59,8	68,0	69,8	10,0	-7,8; 27,9
75-79 ans	53,0	68,4	79,3	26,3	13,4; 39,2
≥ 80 ans	58,2 ^c	57,1	53,1	-5,1	-26,6; 16,4
Radiothérapie post MP^{§§}					
< 50 ans		99,3	99,3	0,0	-1,3; 1,4
50-69 ans		94,0	96,2	2,2	-1,2; 5,6
70-74 ans		90,2	94,6	4,5	-4,4; 13,4
75-79 ans		94,3	90,5	-3,8	-14,6; 6,9
≥ 80 ans		56,3 ^c	73,2	16,9	-14,1; 47,8
Survie relative brute à 5 ans[¥]					
< 50 ans	79,4	85,4	86,5	7,1	-0,3; 15,1
50-69 ans	90,0	87,6	87,9	-2,0	-6,5; 1,2
70-74 ans	75,7	89,3	89,0	13,3	-2,7; 28,9
75-79 ans	71,4	89,3	81,6	10,2	-10,3; 22,9
≥ 80 ans	68,5 ^c	77,6	79,3	10,9	-19,2; 33,1

* Proportion des CS infiltrants avec une tumeur de 1 cm ou moins au moment du diagnostic. Le dénominateur inclut les CS infiltrants dont la taille de la tumeur était consignée dans le dossier médical, soit 824, 1 018 et 987, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

** Proportion des CS infiltrants avec une évaluation histopathologique des ganglions axillaires. Le dénominateur inclut tous les CS infiltrants à l'exception des stades T1 microinvasif (T1mic), soit 843, 1 031 et 1 017, respectivement.

† Proportion des CS infiltrants avec une chirurgie du ganglion sentinelle accompagnée ou non d'une dissection axillaire. Les intervalles de confiance à 95 % sont pour chaque groupe d'âge dans l'ordre des femmes les plus jeunes aux plus âgées : 25-39, 28-40, 21-43, 13-35, 2-20.

‡ Proportion des CS infiltrants avec une mesure de l'expression de l'oncogène Her-2/neu. Les intervalles de confiance à 95 % sont pour chaque groupe d'âge dans l'ordre des femmes les plus jeunes aux plus âgées : 52-69, 44-58, 30-53, 37-59, 28-48.

§ Proportion des CS infiltrants traités par mastectomie partielle. Le dénominateur inclut l'ensemble des CS infiltrants, soit 847, 1 038 et 1 034, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

§§ Proportion des CS infiltrants qui reçoivent de la radiothérapie à la suite de la mastectomie partielle. Le dénominateur inclut les CS infiltrants de stade TNM I, II, III traités par mastectomie partielle, soit 634, en 1998, et 632, en 2003.

¥ La probabilité de survie relative ajustée, pour les décès non attribuables au cancer du sein, et reflète, spécifiquement, la probabilité de ne pas décéder du cancer du sein dans l'intervalle de temps spécifié suivant le diagnostic. Le dénominateur inclut les cas de CS infiltrants avec une date de décès ou de censure valide, soit 846, 1 035 et 1 034, en 1993, 1998 et 2003, respectivement.

^c Coefficient de variation entre 16,6 et 33,3 % : valeur à interpréter avec prudence.

^x Coefficient de variation au-delà de 33,3 % : valeur à interpréter avec beaucoup de prudence.

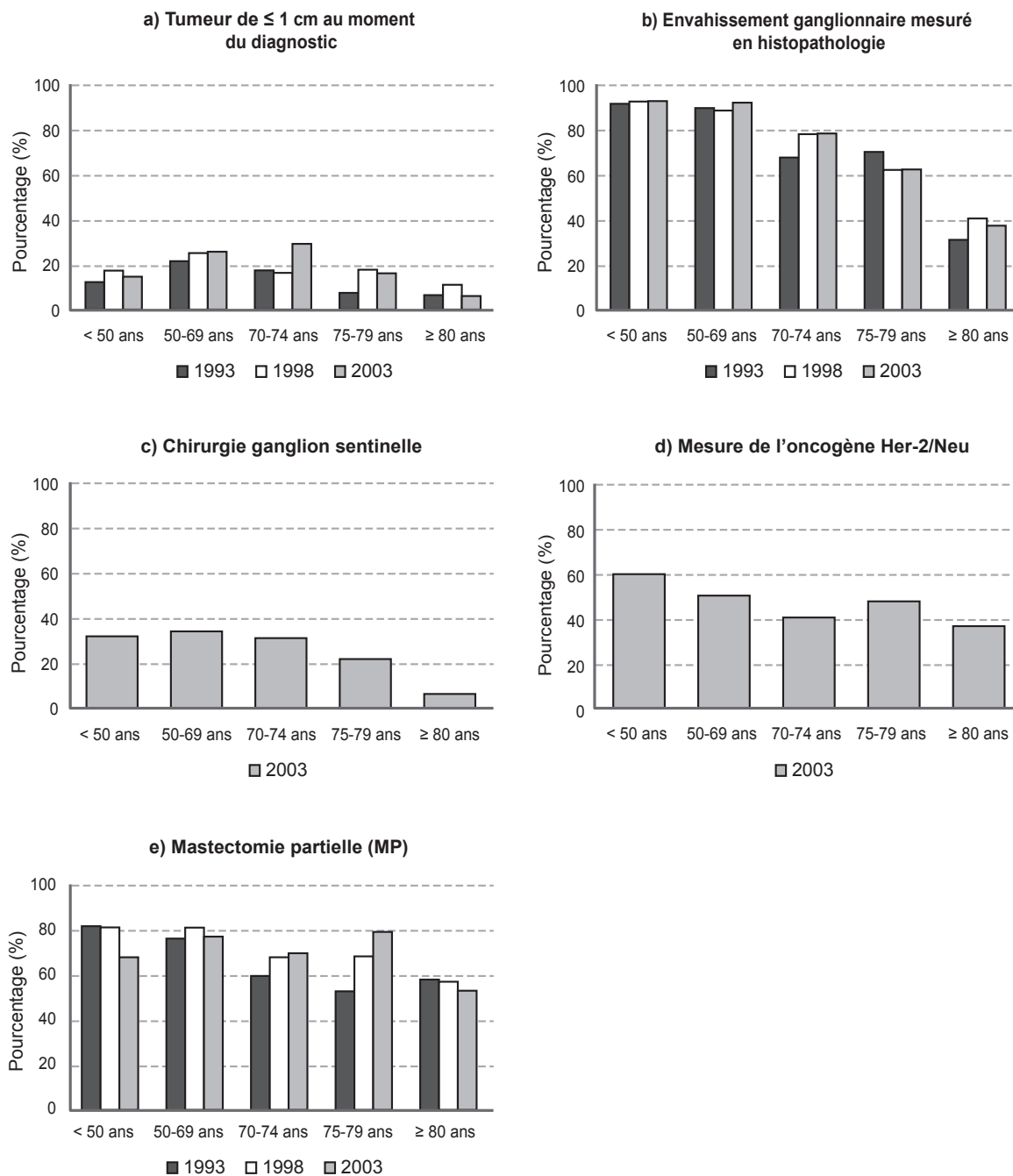


Figure 2.1 Répartition des principaux indicateurs mesurés selon l'âge en cinq catégories

*Institut national
de santé publique*

Québec



Performance des unités itinérantes du PQDCS, 2002-2009

Anne-Maëlle Fontenoy, André Langlois,
Pastelle Ladouceur-Kègle, Jean-Marc
Daigle, Eric Pelletier, Jacques Brisson

ACFAS, Sherbrooke, 10 Mai 2011



Le Programme Québécois de Dépistage du Cancer du Sein (PQDCS)

- Débuté en 1998
- Femmes de 50 à 69 ans
- Dépistage par mammographie tous les 2 ans
- Centres fixes ou unités itinérantes

Les unités itinérantes: missions

- Offrir le dépistage par mammographie dans les régions éloignées
- Offrir le dépistage par mammographie dans les régions temporairement en difficulté:
 - ✓ Long délai d'attente

Les unités itinérantes: description

- 2 unités mobiles (2002, 2007)
 - ✓ Régions accessibles par la route

- 1 unité portable (2002)
 - ✓ Régions non accessibles par la route
 - ✓ Transport par bateau, avion ou train



Les unités itinérantes: contraintes

- Développement différé des films
- Calibration des appareils
- Conditions de travail

→ Impact sur les résultats du dépistage ?

Les unités itinérantes: littérature

- Quelques données descriptives sur les résultats du dépistage
- Pas d'analyse comparative avec les centres fixes

Objectifs

- Évaluer la contribution des unités itinérantes au taux de participation au PQDCS
- Comparer la performance des unités itinérantes à celle des centres fixes en terme de résultats du dépistage

www.inspq.qc.ca

Méthodes

Population étudiée

Dépistages réalisés entre 2002 et 2009

- 1 976 956 mammographies
- 830 715 femmes

Sources de données

- Population cible: RAMQ
- Caractéristiques des femmes et des mammographies: SI-PQDCS
- Caractéristiques des radiologistes: Bottin des médecins du Québec, SI-PQDCS
- Cancers: SI-PQDCS, RAMQ, MED-ECHO

Contribution au taux de participation, 2002-2009

- Augmentation du taux de participation (TP) grâce aux unités itinérantes

$$TP = \frac{\text{N femmes 50 - 69 ans } \geq 1 \text{ mammographie au cours des deux dernières années}}{\text{N moyen de femmes 50 - 69 ans durant la période}}$$

$$\text{Contribution} = \frac{\text{TP total} - \text{TP centres fixes}}{\text{TP total}}$$

Résultats du dépistage: indicateurs

- Taux de référence
- Taux de faux-positifs
- Sensibilité
- Taux de détection
- Taux de cancers d'intervalle
- Rapport de vraisemblance positif
- % de cancers *in situ*
- % de cancers ≤ 1 cm
- % de cancers sans envahissement ganglionnaire

Résultats du dépistage: données

- 2002-2005: 860 934 mammographies
- Exclusions (9%)
 - ✓ Données manquantes
 - ✓ Présence de symptômes
 - ✓ Antécédent de prothèse mammaire
 - ✓ Antécédent de mastectomie
 - ✓ Mammographie antérieure < 11 mois

Résultats du dépistage : analyses

- Comparaison unités itinérantes vs centres fixes
- Modèles de régression de Poisson avec estimateur de variance robuste
 - Non convergence de tous les modèles log-binomiaux
 - Proportions élevées
- Niveau radiologiste

Résultats du dépistage : analyses

- Variables d'ajustement:
 - ✓ Antécédents de mammographie
 - ✓ Antécédents familiaux de cancers du sein
 - ✓ Densité mammaire
 - ✓ Age
 - ✓ IMC
 - ✓ Nombre d'enfants
 - ✓ Antécédent de ponction ou de biopsie
 - ✓ Prise de traitement hormonal

Résultats du dépistage : analyses complémentaires

- Si performance différente: lié aux caractéristiques des radiologistes ?
- Ajustement sur les caractéristiques des radiologistes
 - ✓ Sexe
 - ✓ Année d'obtention du permis
 - ✓ Volume annuel de lecture

www.inspq.qc.ca

Résultats

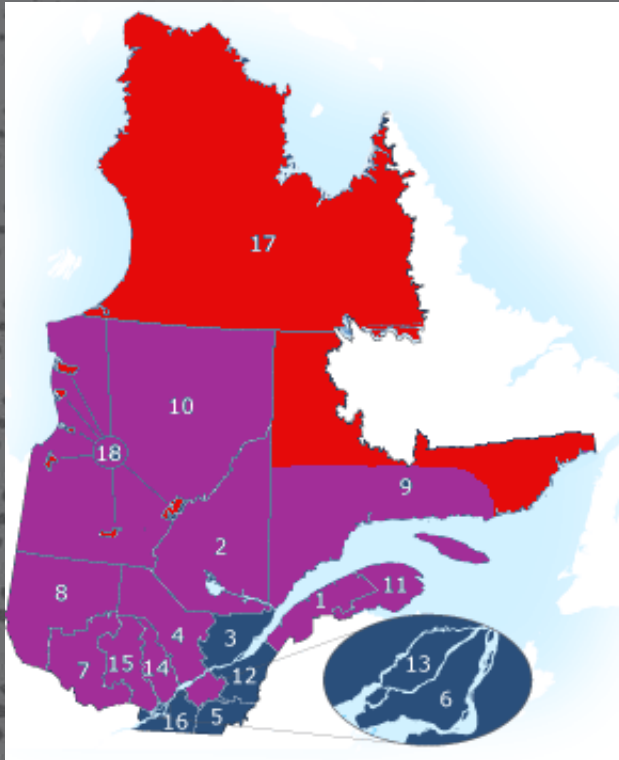
Contribution au taux de participation

- 37 079 mammographies (1,9%) en 2002-2009
- Augmentation 2002-2009 (2 152 à 7 714)

Contribution au taux de participation

- Contribution selon le type de région:
 - ✓ Régions desservies que par des centres fixes
 - ✓ Régions desservies par des centres fixes et des unités itinérantes
 - ✓ Régions desservies que par des unités itinérantes

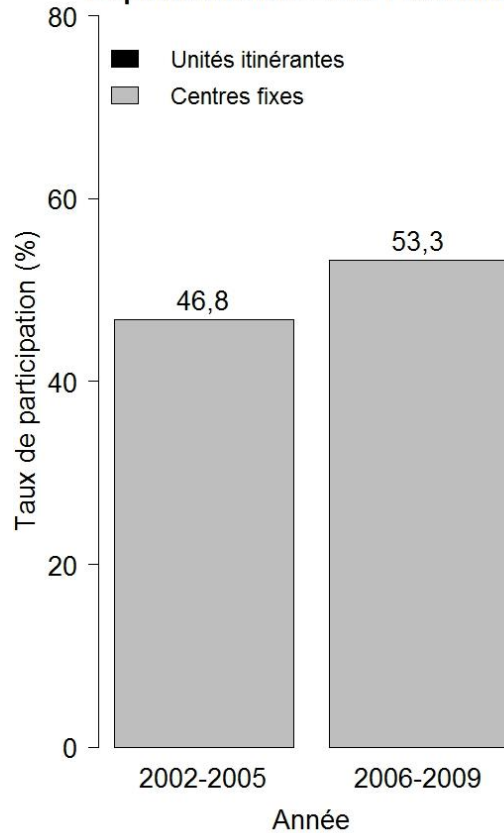
Contribution au taux de participation



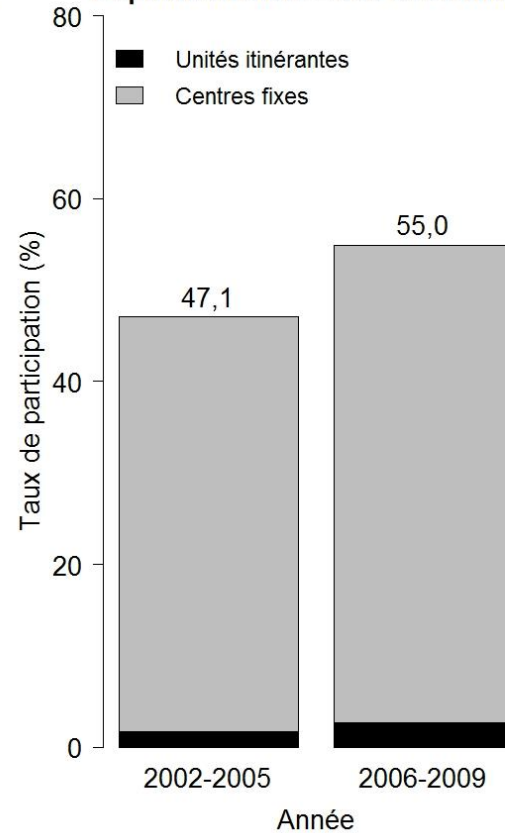
- Unités itinérantes seulement
- Unités itinérantes et centres fixes
- Centres fixes seulement

Contribution selon le type de région

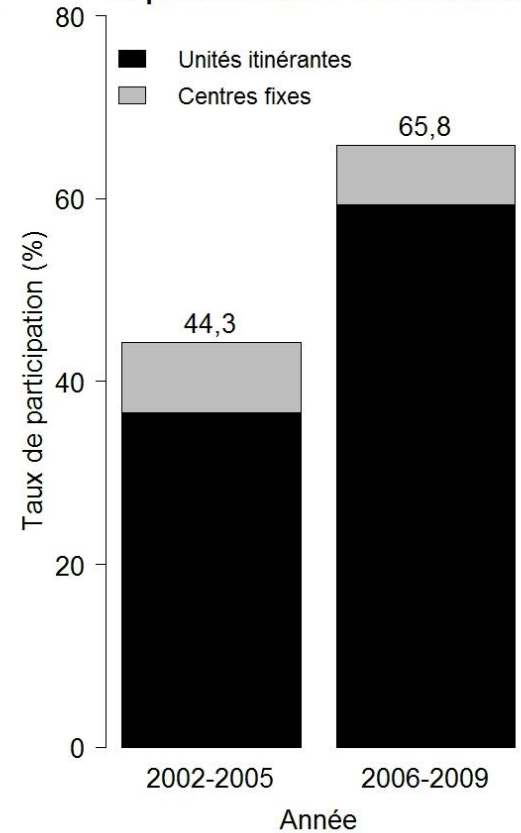
Régions avec que des centres fixes
Population cible = 648 775 femmes



Régions avec centres fixes et UI
Population cible = 360 350 femmes



Régions avec que des UI
Population cible = 2 390 femmes



Contribution
des UI

0,0 %

0,0 %

3,5 %

5,0 %

82,7 %

90,2 %

Résultats du dépistage: données analysées

- 2002-2005: 786 438 mammographies
 - ✓ Centres fixes: 773 395
 - ✓ Unités itinérantes: 13 043
- 523 066 femmes
- 301 radiologistes

Résultats du dépistage: description de la population

- Caractéristiques des femmes
 - ✓ Moins de facteurs de risque dans les unités itinérantes (sauf IMC et antécédents de mammographies)
- Caractéristiques des radiologistes
 - ✓ Volume annuel de lecture des radiologistes + élevé dans les unités itinérantes

Résultats du dépistage: modèles de Poisson robuste

Mesures de performance	Numérateur	Dénominateur	Taux brut	Taux ajusté	Rapport de proportions ajusté (IC 95%)
Taux de référence, %					
Centres fixes	74 863	773 395	9,7	8,9	1
Unités itinérantes	1 127	13 043	8,6	7,1	0,80 [0,60-1,07]
1 - spécificité, %					
Centres fixes	70 400	767 697	9,2	8,1	1
Unités itinérantes	1 059	12 961	8,2	6,4	0,80 [0,59-1,07]

Résultats du dépistage: modèles de Poisson robuste

Mesures de performance	Numérateur	Dénominateur	Taux brut	Taux ajusté	Rapport de proportions ajusté (IC 95%)
Sensibilité, %					
Centres fixes	4 000	5 698	70,2	71,1	1
Unités itinérantes	60	82	73,2	73,0	1,03 [0,86-1,22]
Taux de détection, /1 000					
Centres fixes	3 997	773 395	5,2	4,7	1
Unités itinérantes	60	13 043	4,6	4,1	0,86 [0,66-1,12]
Taux de cancers de l'intervalle, /10 000 personnes-années					
Centres fixes	1 698	1 369 688	12,4	9,4	1
Unités itinérantes	22	23 621	9,3	7,4	0,79 [0,51-1,21]

Résultats du dépistage: modèles de Poisson robuste

Mesures de performance	Numérateur	Dénominateur	Taux brut	Taux ajusté	Rapport de proportions ajusté (IC 95%)
Rapport de vraisemblance positif					
Centres fixes	0,702	0,092	7,6	8,8	1
Unités itinérantes	0,732	0,082	8,9	11,3	1,29 [0,91-1,83]

Résultats du dépistage: modèles de Poisson robuste

Mesures de performance	Numérateur	Dénominateur	Taux brut	Taux ajusté	Rapport de proportions ajusté (IC 95%)
<i>Cancers in situ, %</i>					
Centres fixes	916	3 700	24,8	24,0	1
Unités itinérantes	17	56	30,4	31,3	1,30 [0,85-2,00]
<i>Cancers ≤1 cm, %</i>					
Centres fixes	1 102	2 784	39,6	38,9	1
Unités itinérantes	14	39	35,9	38,7	0,99 [0,66-1,50]
<i>Cancers sans envahissement ganglionnaire,%</i>					
Centres fixes	2 095	2 784	75,2	75,1	1
Unités itinérantes	31	39	79,5	82,0	1,09 [0,96-1,24]

Résultats du dépistage: ajustement sur les caractéristiques des radiologistes

Mesures de performance	AVANT		APRES	
	Taux ajusté	Rapport de proportions ajusté (IC 95%)	Taux ajusté	Rapport de proportions ajusté (IC ¹ 95%)
Taux de référence, %				
Centres fixes	8,9	1	8,6	1
Unités itinérantes	7,1	0,80 [0,60-1,07]	7,7	0,89 [0,76-1,05]
1 - spécificité, %				
Centres fixes	8,1	1	8,1	1
Unités itinérantes	6,4	0,80 [0,59-1,07]	7,2	0,90 [0,76-1,05]
Rapport de vraisemblance positif				
Centres fixes	8,8	1	8,9	1
Unités itinérantes	11,3	1,29 [0,91-1,83]	10,0	1,13 [0,89-1,42]

www.inspq.qc.ca

Discussion

Contribution au taux de participation

- Facilitation de l'accès au dépistage dans les régions non desservies par des centres fixes
 - ✓ Contribution de 90% au taux de participation entre 2006 et 2009
- Baisse des listes d'attente de certains centres

Résultats du dépistage

- Taux de référence et taux de faux-positifs + bas
 - ✓ Volume annuel de lecture +élevé
 - ✓ Meilleur ciblage: distance si besoin d'examens supplémentaires
 - ✓ Différences non significatives

Résultats du dépistage

- Sensibilité similaire
- Taux de détection et taux de cancers d'intervalle + bas
 - ✓ Manque de puissance statistique: 60 cancers en unités itinérantes
 - ✓ Taux d'incidence + faible ?

Forces et limites de l'étude

- Forces:
 - ✓ Peu d'études sur le sujet
 - ✓ Nombre d'indicateurs étudiés
 - ✓ Ajustement sur les principales variables
- Limite:
 - Faible nombre de cancers en unités itinérantes


Conclusion

- Augmentation de l'équité d'accès au dépistage
- Performance équivalente à celle des centres fixes

→ Importance des unités itinérantes dans le PQDCS

Merci de votre attention !

Remerciements pour les photos: Karina Olivier



Volume d'interprétation des radiologistes et performance dans le cadre du PQDCS

Isabelle Théberge, Nathalie Vandal,
Jean-Marc Daigle, Sue-Ling Chang,
Éric Pelletier, Jacques Brisson

Mars 2012

Objectifs

Est-ce que le volume du radiologiste est associé à la sensibilité du dépistage ou au taux de faux positif (1- spécificité)?



Approches utilisées

- 1) Analyses des données du PQDCS
- 2) Revue systématique de la littérature



www.inspq.qc.ca

Analyses des données du PQDCS

Population à l'étude

Les radiologistes ayant effectué des mammographies de dépistage dans le cadre du PQDCS entre 2000 et 2006.



340 radiologistes

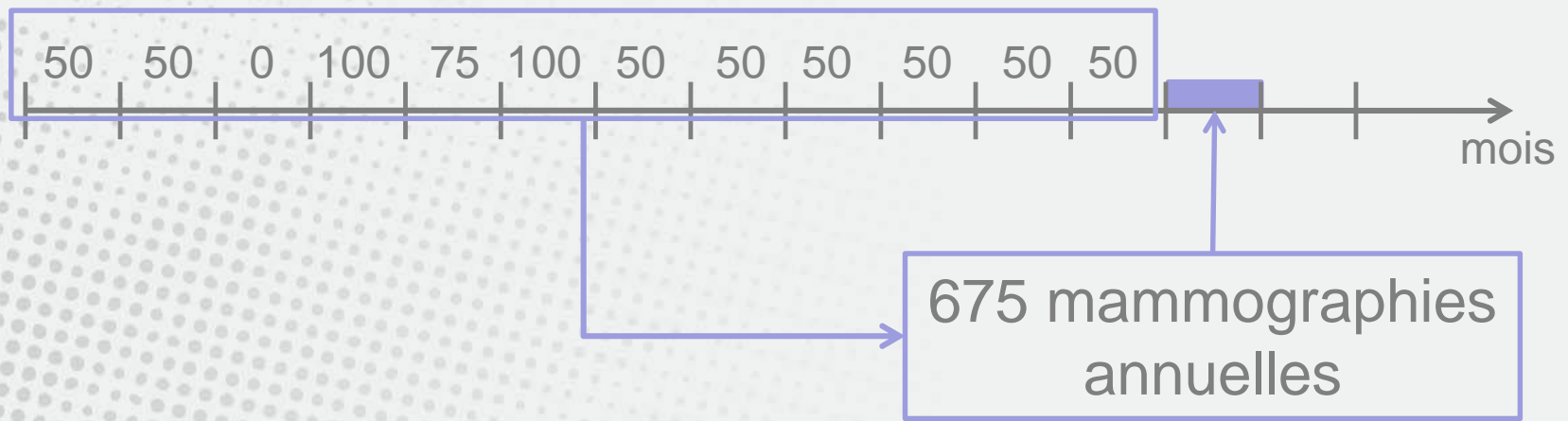
Variables concernant les volumes

Données obtenues à la RAMQ.

- **Volume total:** mammographies de dépistage et diagnostique chez les femmes de tout âge.
- **Volume de dépistage:** mammographies de dépistage chez les femmes de tout âge.
- **Volume diagnostique:** mammographies diagnostique chez les femmes de tout âge.

Variables concernant les volumes

Le volume d'un radiologiste change dans le temps; nous avons assigné le volume annuel des 12 mois précédant le mois de la mammographie de dépistage dans le cadre du PQDCS.



Indicateurs de performance

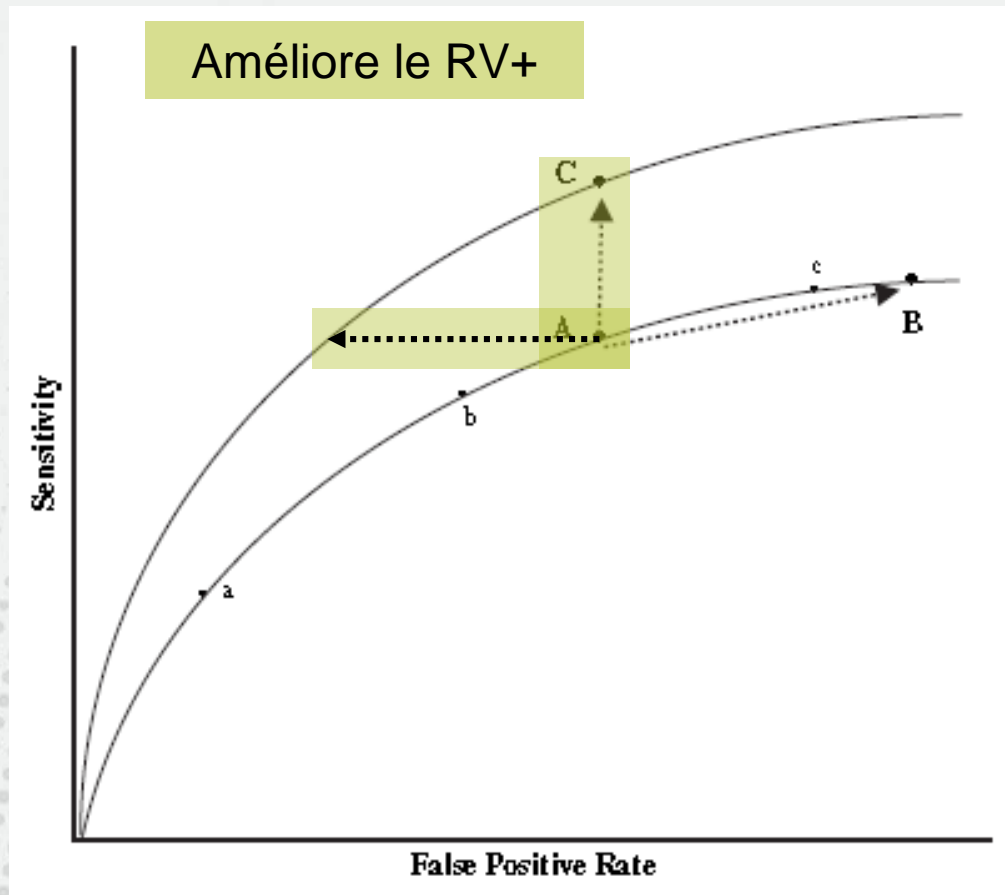
		Diagnostic de cancer du sein infiltrant et <i>in situ</i>		
		Oui	Non	
Dépistage	Positif	a	b	N_1
	Négatif	c	d	N_0
		M_1	M_0	T

Sensibilité du dépistage : $\frac{a}{M_1}$

Taux de faux positifs (1 – spécificité) : $\frac{b}{M_0}$

Rapport de vraisemblance positif (Likelihood ratio) : $\frac{\text{Sensibilité}}{\text{Taux de faux positifs}}$

Sensibilité et taux de faux positifs



Référence: Smith-Bindman et coll. Physician predictors of mammographic accuracy. JNCI 2005; 97(5): 2005, 358-67.

Analyses statistiques

- Modèles de régression de Poisson. Deux façons de traiter le volume:
 - ✓ En catégorie
 - ✓ En continu
- Analyses qui tient compte de la corrélation entre les mammographies d'un même radiologiste.
- Analyses ajustées pour des caractéristiques des femmes, des radiologistes et des centres.

Variables d'ajustement

- Âge de la femme
- Antécédent d'examen clinique des seins
- Antécédent de ponction ou biopsie aux seins
- Histoire familiale de cancer du sein
- Densité mammaire
- Indice de masse corporelle
- Prise d'hormonothérapie de substitution
- Statut ménopause
- Parité
- Mammo initiale ou subséquente (≤ 18 mois, 18-30 mois , > 30 mois)
- Sexe du radiologiste
- Année de l'obtention du permis en radiologie
- Université fréquenté par le radiologiste
- Type de cdd (clinique privé ou hôpital)

Résultats des analyses des données du PQDCS

Sensibilité, taux de faux positif et rapport de vraisemblance positif

		Diagnostic de cancer du sein infiltrant et <i>in situ</i>		
		Oui	Non	
Dépistage	Positif	6 860	122 267	129 127
	Négatif	1 055	1 185 145	1 186 200
		7 915	1 307 412	1 315 327

Sensibilité du dépistage à 1 an = 86,7 %

Sensibilité du dépistage à 2 ans = 69,4 %

Taux de faux positif à 1 an = 9,3 %

Taux de faux positif à 2 ans = 9,3 %

RV+ = 9,3

RV+ = 7,5

Volume annuel toujours inférieur à 500 mammographies

Volume annuel total	Radio N = 340 N (%)	Mammo N = 1 315 327 N (%)
Toujours < 500	29 (8,5)	3 828 (0,3)
Variable	152 (44,7)	364 077 (27,7)
Toujours ≥ 500	159 (46,8)	947 422 (72,0)

Volume annuel toujours inférieur à 500 mammographies

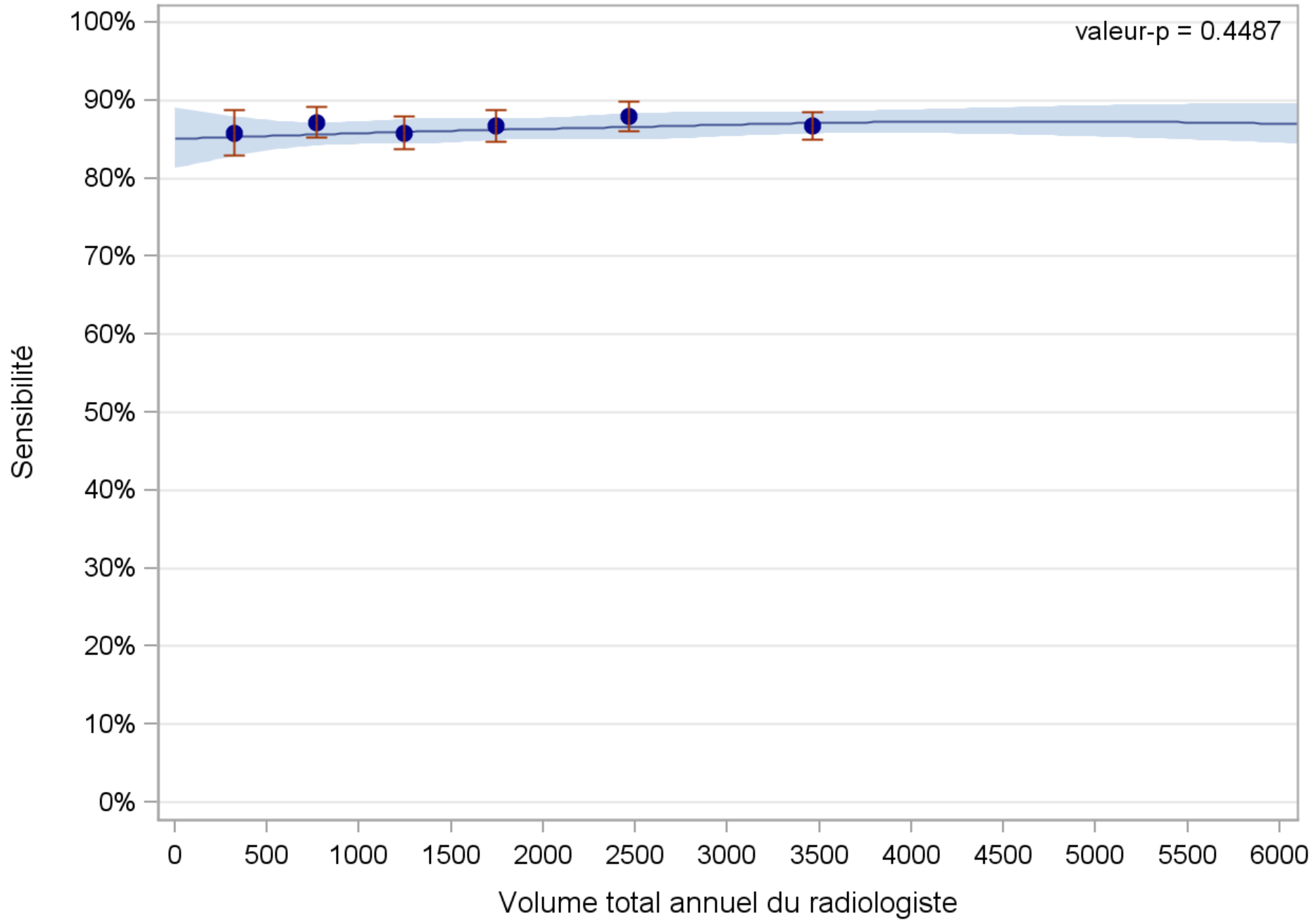
Volume annuel total	Sensibilité (Se)		Taux de faux positif (TFP)		RV +	
	Ajustée %	Rapport de Se (IC 95%)	Ajusté %	Rapport de TFP (IC 95%)	Ajusté	Rapport de RV+ (IC 95%)
Toujours < 500	69,5	0,80 (0,66-0,98)	15,2	1,91 (1,21-3,02)	4,6	0,42 (0,24-0,74)
Variable	87,7	1,01 (0,99-1,03)	9,3	1,17 (1,03-1,32)	9,4	0,87 (0,77-0,98)
Toujours ≥ 500	86,6	1,00	7,9	1,00	10,9	1,00

Radiologue PQDCS: Distribution selon le volume annuel de mammographies

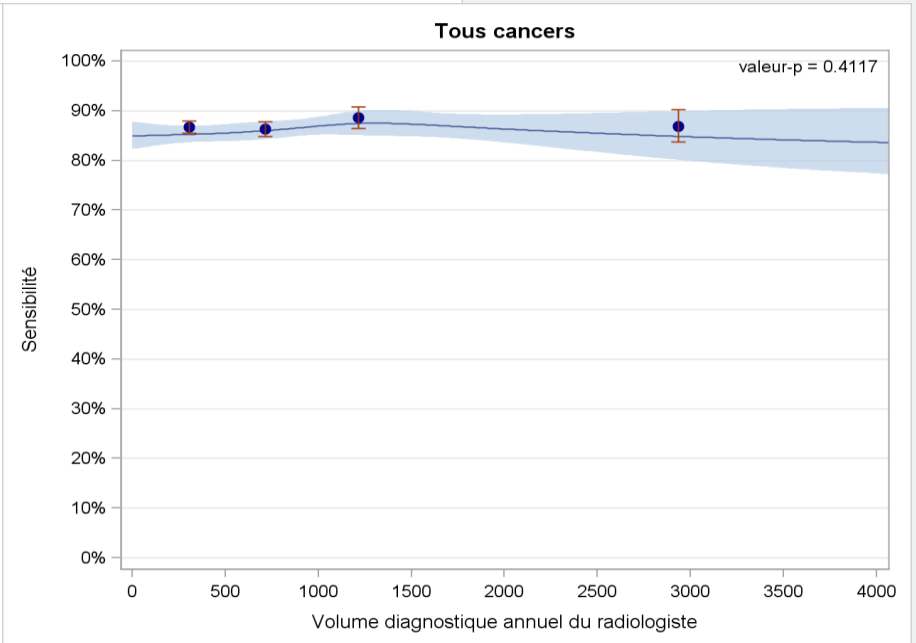
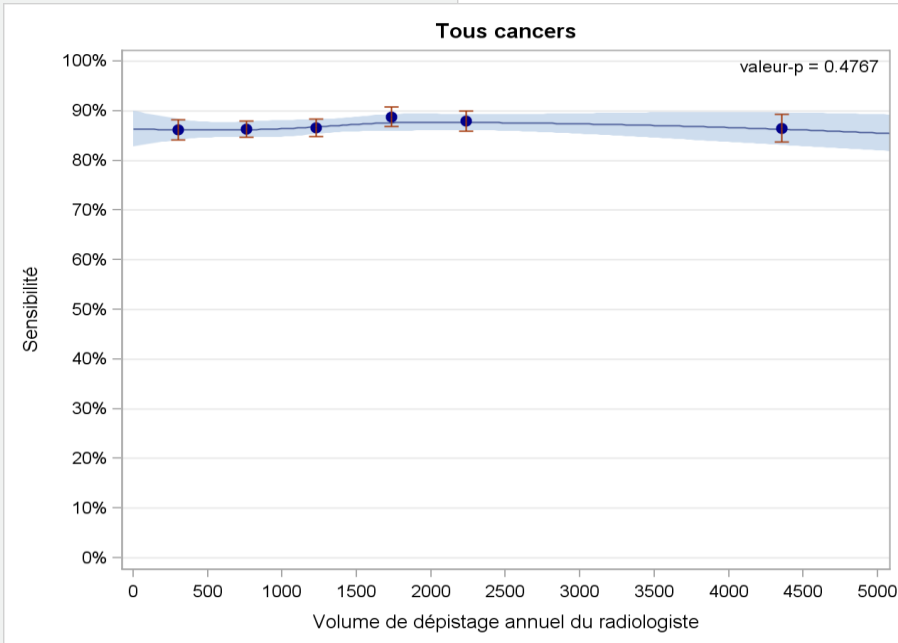
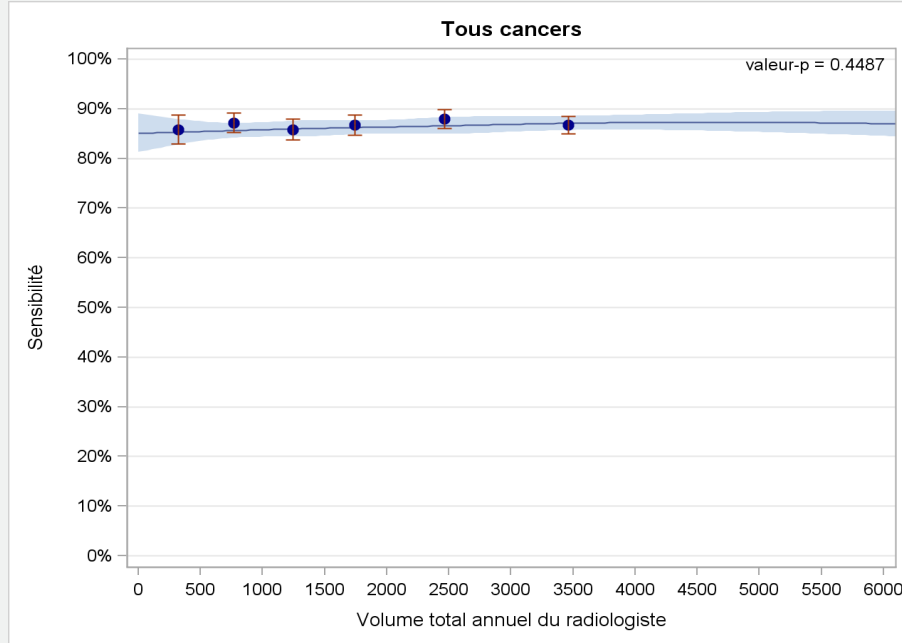
Volume de mammographies total	Radiologues		Mammographies de dépistage PQDCS	
	N = 340*	%*	N = 1 315 327	%
< 500	181	53,2	58 069	4,4
500 - 999	219	64,4	153 377	11,7
1 000 - 1 499	205	60,3	213 274	16,2
1 500 - 1 999	169	49,7	200 456	15,2
2 000 - 2 999	120	35,3	275 794	21,0
3 000 - 3 999	72	21,2	197 666	15,0
≥ 4 000	36	10,6	216 691	16,5

* Catégories non mutuellement exclusives

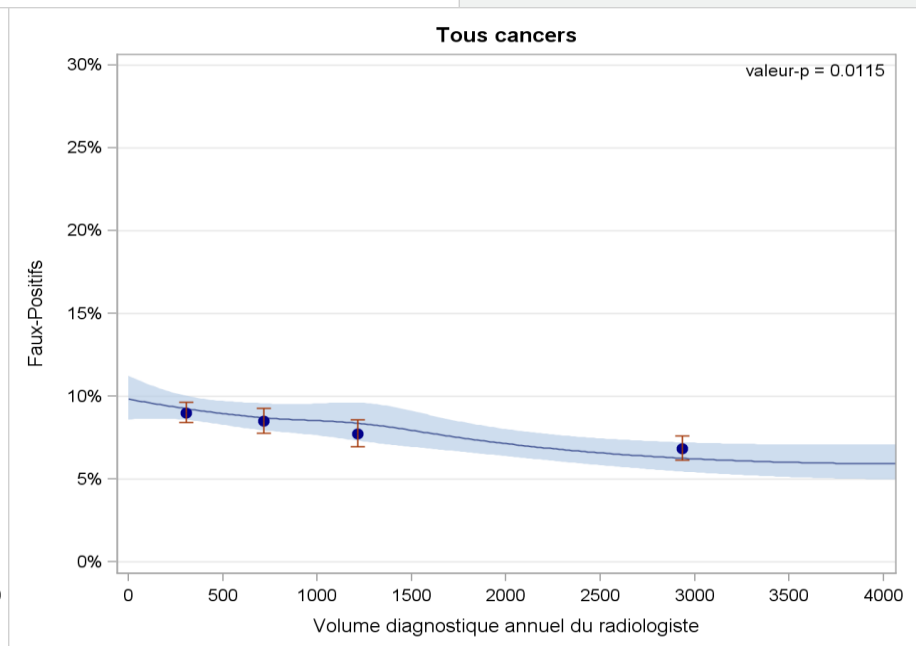
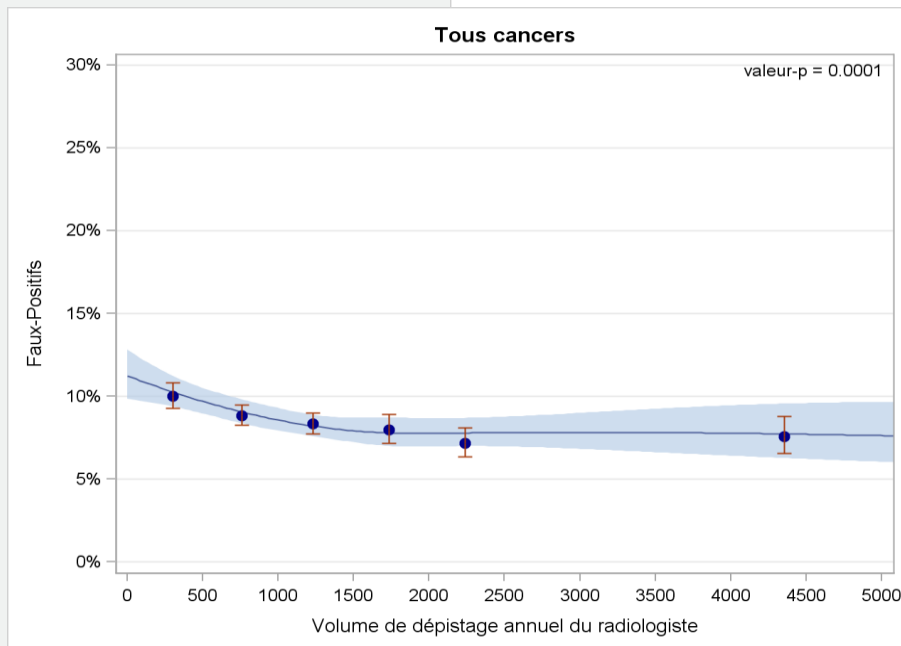
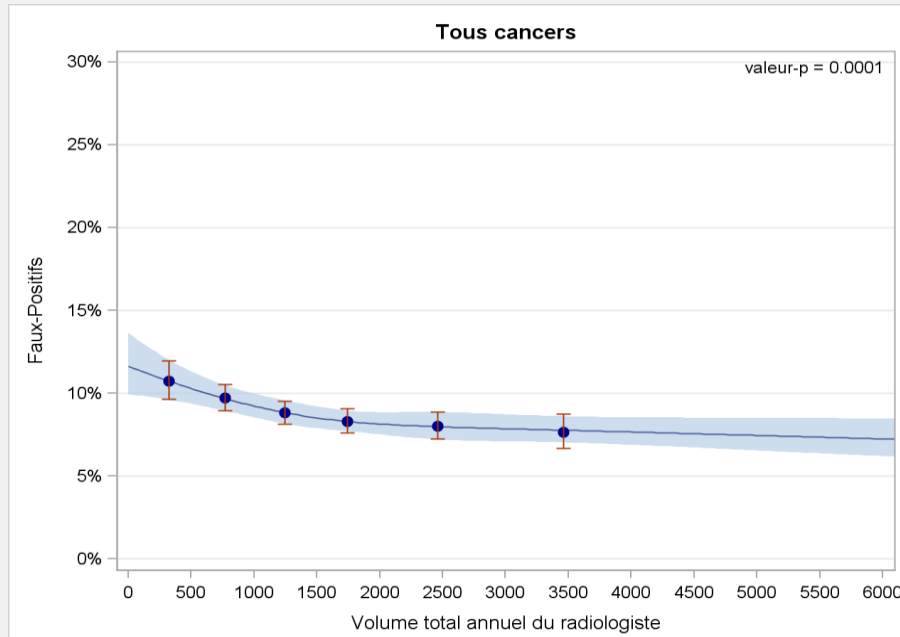
Tous cancers



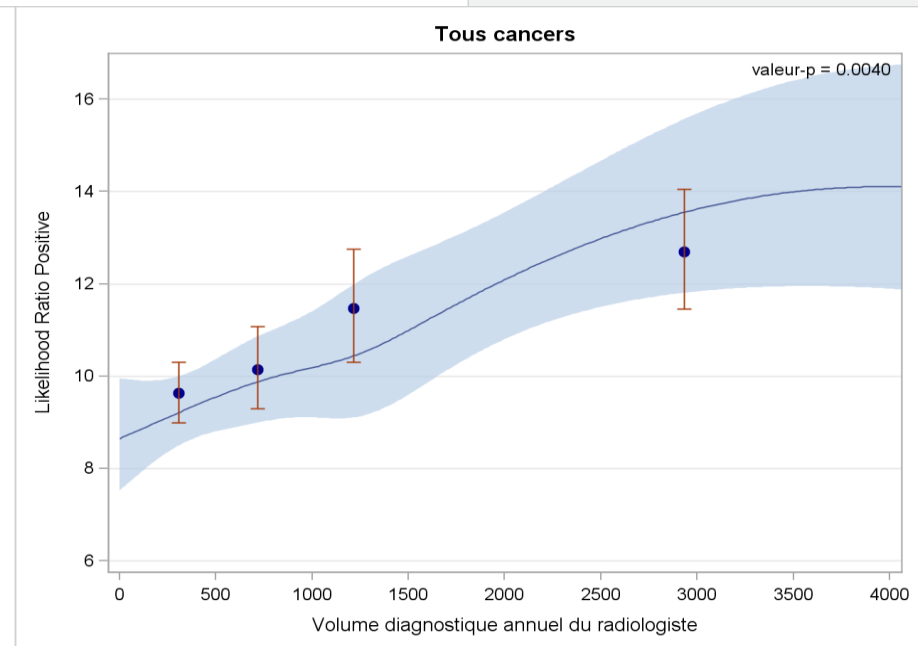
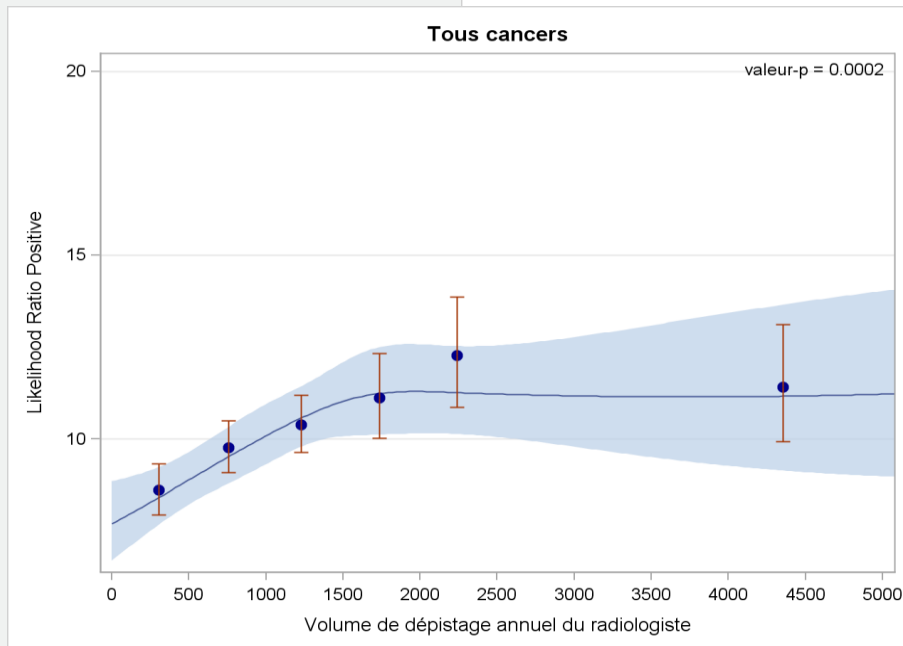
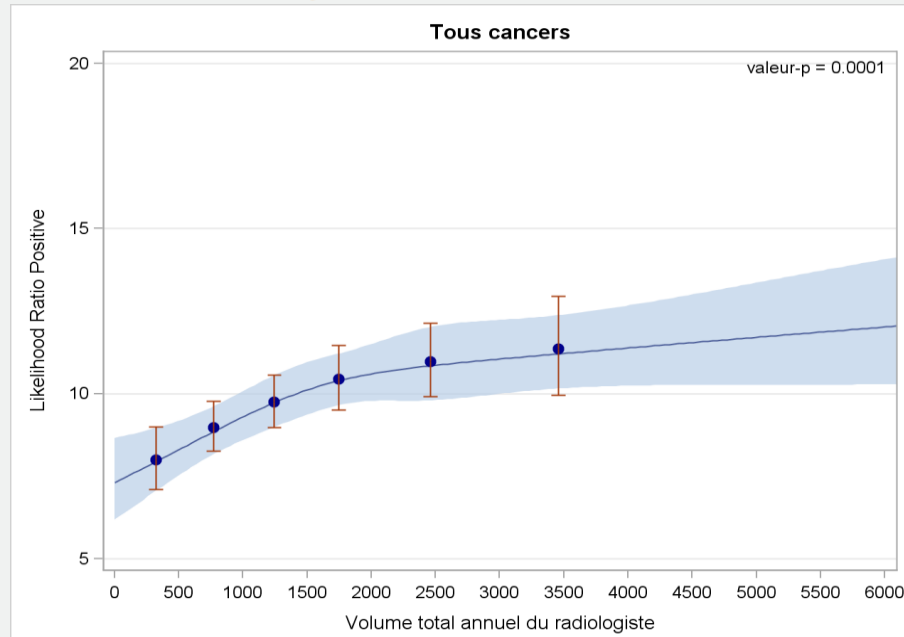
Radiologue PQDCS: sensibilité à 1 an



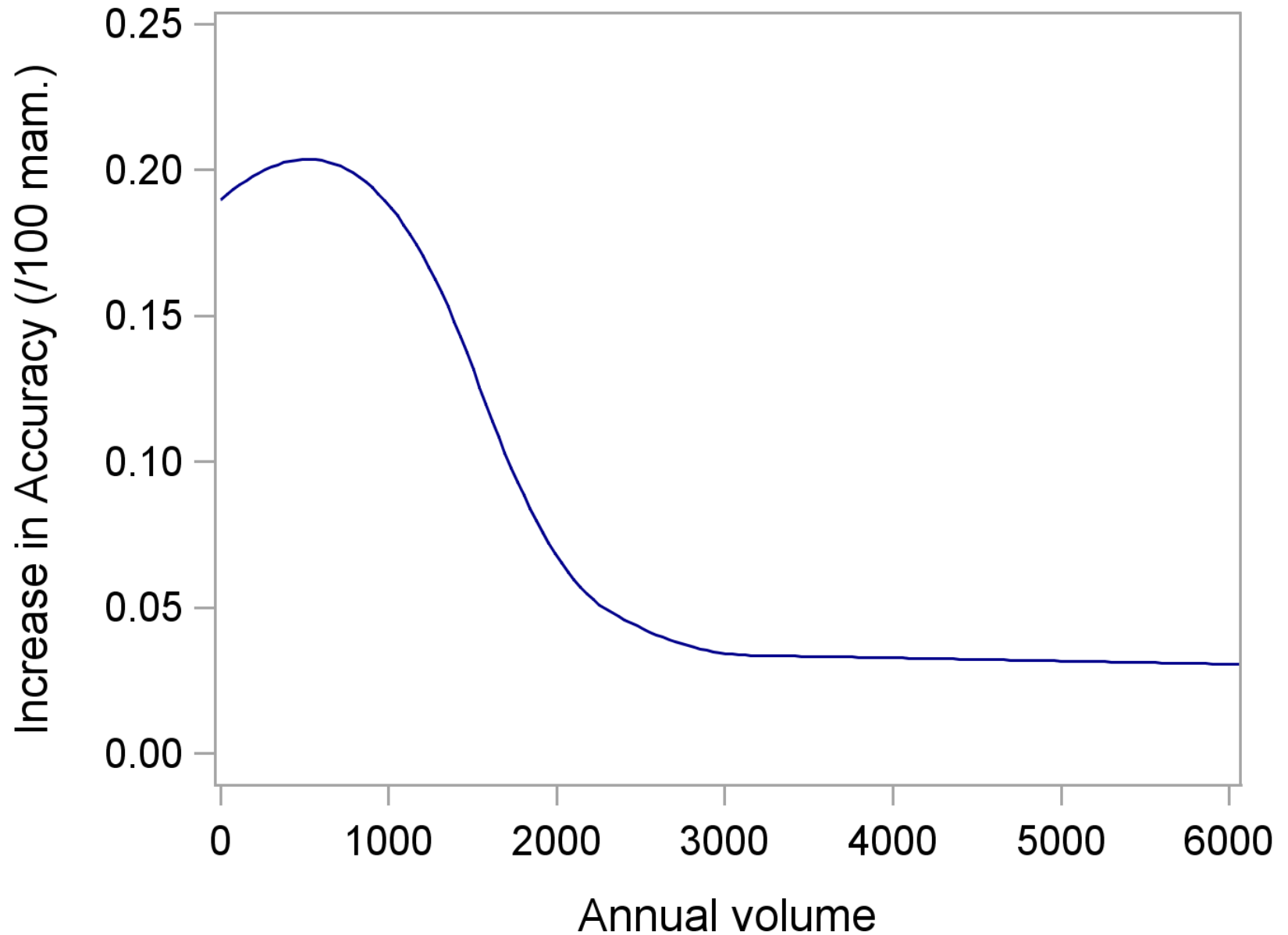
Radiologue PQDCS: taux de faux positif



Radiologiste PQDCS: RV+



Radiologiste PQDCS: gain dans le RV+



Comparaison aux autres études

Comparaison aux autres études dans la littérature

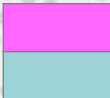

Revue systématique de la littérature:

12 études ont examiné l'association entre le volume du radiologiste en fonction de la sensibilité et / ou le taux de faux positif et / ou le rapport de vraisemblance positif

Volume radiologiste et sensibilité

Étude	Pays / province	Années	Catégories (min, max)	
			Volume total	Volume dépistage
INSPQ 2011	Québec	2000-2006	< 500, ≥ 4 000	< 500, ≥ 2 500
Buist 2011	États-Unis	2002-2006	< 480, ≥ 5 000	< 480, ≥ 3 000
Duncan 2011	Écosse	2006/04 -2009/03		< 5 000, > 8 333
Elmore 2009	États-Unis	1998-2005	≤ 1 000, > 2 000	
Woodard 2007	États-Unis	1996-2001	≤ 1 000, > 2 000	
Smith-Bindman 2005	États-Unis	1995-2000	480-750, > 4 000	
Barlow 2004	États-Unis	1996-2001		≤ 1 000, > 2 000

5 / 7

 Association significative
 Pas d'association significative

Volume radiologiste et taux de faux positif

Étude	Pays / province	Années	Catégories (min, max)	
			Volume total	Volume dépistage
INSPQ 2011	Québec	2000-2006	< 500, ≥ 4 000	< 500, ≥ 2 500
Buist 2011	États-Unis	2002-2006	< 480, ≥ 5 000	< 480, ≥ 3 000
Cornford 2011	Royaume-Uni	2005/04-2008/03		< 5 000, ≥ 8 333
Duncan 2011	Écosse	2006/04-2009/03		< 5 000, > 8 333
Elmore 2009	États-Unis	1998-2005	≤ 1 000, > 2 000	
Woodard 2007	États-Unis	1996-2001	≤ 1 000, > 2 000	
Coldman 2006	Canada	1998-2000		480-699, ≥ 5 000
Tan 2006	États-Unis	1998-1999	≤ 200, ≥ 560	
Smith-Bindman 2005	États-Unis	1995-2000	480-750, > 4 000	
Théberge 2005	Québec	1998-2000		< 250, ≥ 1 500
Barlow 2004	États-Unis	1996-2001		≤ 1 000, > 2 000
Kan 2000	C.-Britannique	1994/04-1997/03		< 2 000, 4 000-5 199

Association significative: faible volume = tfp plus élevés

Autre association significative

Pas d'association significative

5 / 12



2 / 12

5 / 12

Volume radiologiste et RV+

Étude	Pays	Années	Catégories (min, max)	
			Volume total	Volume dépistage
INSPQ 2011	Québec	2000-2006	< 500, ≥ 4 000	< 500, ≥ 2 500
Elmore 2009	États-Unis	1998-2005	≤ 1 000, > 2 000	
Smith-Bindman 2005	États-Unis	1995-2000	480-750, > 4 000	
Barlow 2004	États-Unis	1996-2001		≤ 1 000, > 2 000

3 / 4

 Association significative
 Pas d'association significative

www.inspq.qc.ca



Conclusions

Conclusions

- 1) Les radiologistes avec un volume annuel toujours inférieur à 500 mammographies semblent obtenir des sensibilités plus faibles, des taux de faux positifs plus élevés et donc un rapport de vraisemblance plus faible que les autres radiologistes.

Conclusions

- 2) Les volumes de mammographies (total, de dépistage ou diagnostique) ne semblent pas être associés à la sensibilité, ce qui est cohérent avec les résultats de la revue de la littérature.

Conclusions

- 3) Une augmentation du volume de mammographies des radiologistes semble être associée à une diminution du taux de faux positifs. Cependant, la revue de la littérature démontre une hétérogénéité dans les résultats concernant cette association.


Conclusions

- 4) Le rapport de vraisemblance positif augmente graduellement avec une augmentation du volume, pour atteindre un plateau aux alentours de 3 000 mammographies annuelles. Au-delà de 3 000 mammographies, le gain dans le rapport de vraisemblance positif est plus faible.

Seulement 3 études ont étudié l'association entre le volume et le rapport de vraisemblance positif : aucune association n'a été mise en évidence.

www.inspq.qc.ca

Merci de votre attention!



Évaluation des scores de qualité des images
de référence des unités certifiées dans le
cadre du Programme québécois de
dépistage du cancer du sein

INSTITUT NATIONAL
DE SANTÉ PUBLIQUE
DU QUÉBEC

Québec 

Rapport

Évaluation des scores de qualité des images de référence des unités certifiées dans le cadre du Programme québécois de dépistage du cancer du sein

Laboratoire de santé publique du Québec

Octobre 2013

AUTEURS

Raymond Carrier, M. Sc., MBA, FCCPM, physicien consultant
Laboratoire de santé publique du Québec

Alain Gauvin, M. Sc., MCCPM, DABR, DABMP, physicien consultant
Laboratoire de santé publique du Québec

Isabelle Théberge, M. Sc., agente de planification, de programmation et de recherche
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes soins et services

Nathalie Vandal, M. Sc., agente de planification, de programmation et de recherche
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes soins et services

DIRECTION SCIENTIFIQUE

Micheline Fauvel, M. Sc., directrice adjointe intérimaire
Laboratoire de santé publique du Québec

Cécile Tremblay, M.D., directrice scientifique
Laboratoire de santé publique du Québec

RÉVISEUR INTERNE

Éric Pelletier, M. Sc., chef de secteur
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes soins et services

RÉVISEUR EXTERNE

André Constantin, M.D.
Président, Association des radiologistes du Québec

MISE EN PAGES

Kim Bétournay, agente administrative
Laboratoire de santé publique du Québec

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec au : <http://www.inspq.qc.ca>.

Les reproductions à des fins d'étude privée ou de recherche sont autorisées en vertu de l'article 29 de la Loi sur le droit d'auteur. Toute autre utilisation doit faire l'objet d'une autorisation du gouvernement du Québec qui détient les droits exclusifs de propriété intellectuelle sur ce document. Cette autorisation peut être obtenue en formulant une demande au guichet central du Service de la gestion des droits d'auteur des Publications du Québec à l'aide d'un formulaire en ligne accessible à l'adresse suivante : <http://www.droitauteur.gouv.qc.ca/autorisation.php>, ou en écrivant un courriel à : droit.auteur@cspq.gouv.qc.ca.

Les données contenues dans le document peuvent être citées, à condition d'en mentionner la source.

DÉPÔT LÉGAL – 1^{er} TRIMESTRE 2014
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES NATIONALES DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES CANADA
ISBN : 978-2-550-69799-2 (PDF)

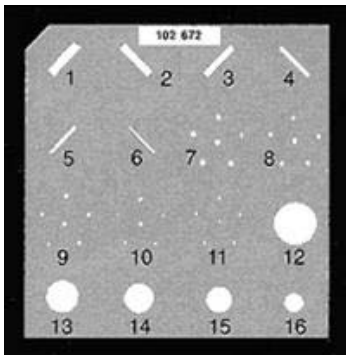
©Gouvernement du Québec (2014)

SOMMAIRE EXÉCUTIF

L'objectif du présent rapport est de comparer les scores de qualité des images radiographiques de fantôme obtenus avec les différentes technologies en utilisant la mammographie sur film-écran comme étalon. Le but de l'exercice est de déterminer si cet indicateur de qualité révèle des tendances ou des différences significatives entre le film-écran et les différentes technologies numériques de types CR et DR. Une analyse plus détaillée des résultats par fabricant de CR est également effectuée.

Dans le cadre du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS), l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) s'est vu confier le mandat de certifier les équipements de mammographie. C'est son Laboratoire de santé publique du Québec (LSPQ) qui réalise les travaux requis à cette fin. La certification est un élément normatif, soit le résultat positif de la rencontre des diverses exigences du contrôle de qualité des installations de mammographie au Québec.

Parmi les critères de performance que les unités de mammographie doivent atteindre, on retrouve la qualité d'une image de référence telle que mesurée par la radiographie d'un mannequin RMI-156, aussi appelé fantôme. Il est employé aux fins de contrôle de la qualité par la grande majorité des physiciens du Canada et son utilisation est largement répandue aux États-Unis. Il est fait d'acrylique et contient une couche de cire dans laquelle 16 groupes d'objets sont insérés, simulant des fibres, des microcalcifications et des masses dont la visibilité, à la radiographie, varie de faible à évidente. Lorsqu'un centre de radiologie remet



au LSPQ une copie du rapport d'évaluation d'une unité de mammographie, il inclut aussi l'image radiographique du fantôme obtenue par le physicien lors de son évaluation.

Ainsi de 2007 à 2013, les physiciens du LSPQ ont examiné 1165 images radiographiques de fantôme et ont attribué un score résultant de la visualisation des différents groupes d'objets. Une moyenne a été calculée pour le détecteur classique, dit film-écran, puis pour les technologies numériques en distinguant les détecteurs directs (DR) des détecteurs par plaques photo-stimulables (CR) de 3 fabricants différents, soit Fuji, Kodak et AGFA. Les constats suivants en découlent :

- 1) Le passage à la technologie numérique s'est fait dans les dernières années et l'étude actuelle montre que ces technologies ne sont pas toutes équivalentes sur la base de l'analyse des images de fantôme. Par ailleurs, dans les unités certifiées, les scores de qualité minimaux exigés pour la certification étaient tous atteints.
- 2) L'analyse des scores de qualité des images radiographiques des fantômes démontre une supériorité statistiquement significative des CR Fuji et des DR par rapport aux films-écran et une diminution des scores avec les CR Kodak. Les CR AGFA n'ont pas montré de différence statistiquement significative des scores par rapport aux films-écran.

- 3) En appliquant ces constats sur les équipements certifiés au 31 mars 2013, on réalise que 104 équipements (soit 32 DR et 72 CR Fuji) ont amélioré leurs scores de qualité de l'image de fantôme en passant à la technologie numérique, et que 26 autres équipements (les CR AGFA) n'ont pas produit de différence statistiquement significative par rapport aux films-écran. Finalement, seul un petit groupe de 5 équipements (les CR Kodak) fait l'objet d'un recul significatif des scores de qualité de l'image de fantôme.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	V
LISTE DES FIGURES	VII
1 INTRODUCTION.....	1
2 MATÉRIEL ET MÉTHODES	3
3 RÉSULTATS	5
4 CONCLUSION.....	13
RÉFÉRENCES.....	15

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Évolution de l'activité du PQDCS exprimée en nombre d'unités certifiées et avancement de l'approche numérique au 31 mars 2013.....	5
Tableau 2	Distribution des unités certifiées de mammographie : mode de fonctionnement et localisation au 31 mars 2013	5
Tableau 3	Distribution des unités certifiées de mammographie de type CR en fonction du fabricant, au 31 mars 2013.....	6
Tableau 4	Scores moyens et intervalles de confiance par type d'appareil, PQDCS 2007-2013	6
Tableau 5	Différence entre les scores moyens des technologies numériques et le mode classique, avec erreur-type et valeur p	9
Tableau 6	Comparaison qualitative des scores globaux des appareils numériques à celui du mode classique	11

LISTE DES FIGURES

Figure 1	Comparaison des scores pour la détection des fibres par type d'appareil.....	7
Figure 2	Comparaison des scores pour la détection des microcalcifications par type d'appareil	7
Figure 3	Comparaison des scores pour la détection des masses par type d'appareil.....	8
Figure 4	Comparaison des scores pour la détection globale des objets par type d'appareil	8

1 INTRODUCTION

Dans le cadre du Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS), l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) s'est vu confier la responsabilité de certifier les équipements de mammographie. C'est le Laboratoire de santé publique du Québec (LSPQ) qui réalise les travaux requis à cette fin. La certification est un élément normatif, soit le résultat positif de la rencontre des diverses exigences du contrôle de qualité des installations de mammographie au Québec.

Parmi les critères de performance que les unités de mammographie doivent atteindre, on retrouve la qualité d'une image de référence telle que mesurée par la radiographie d'un mannequin RMI-156, aussi appelé fantôme. De 2007 à 2013, les images radiographiques de fantôme ont été soumises au LSPQ qui a procédé à sa propre analyse et a inséré ces résultats à sa banque de données.

Une étude ontarienne¹ mise en ligne en mai 2013 a comparé 2 types de mammographie numérique (CR et DR) à la mammographie sur film-écran. Cette étude a démontré un taux inférieur de détection du cancer du sein par mammographie avec la technologie numérique de type CR par rapport au film-écran alors que le taux de détection avec la mammographie en mode numérique de type DR était similaire au film-écran. Devant ce fait, le LSPQ a revu et analysé globalement les images radiographiques de fantôme qui lui ont été présentées lors du processus de désignation pour la période mentionnée ci-haut soit 2007 à 2013.

L'article publié découlant de l'étude ontarienne¹ décrivait un parc d'équipement numérique CR provenant majoritairement de Kodak qui est le fabricant le plus faiblement représenté dans les centres de mammographie au Québec. L'analyse de l'effet associé aux différents fabricants apparaît utile afin de comprendre ce qui pourrait distinguer les résultats québécois. L'objectif du présent rapport est de comparer les scores de qualité des images radiographiques de fantôme obtenus avec les différentes technologies en utilisant la mammographie sur film-écran comme étalon. Le but de l'exercice est de déterminer si cet indicateur de qualité révèle des tendances ou des différences significatives entre le film-écran et les différentes technologies numériques de types CR et DR. Une analyse plus détaillée des résultats par fabricant de CR est également effectuée.

2 MATÉRIEL ET MÉTHODES

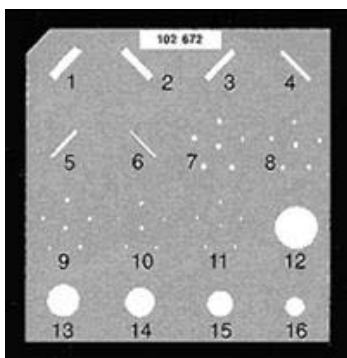
Dans le cadre du processus de certification, les installations de mammographie sont évaluées par un physicien médical indépendant. Cette vérification doit respecter les critères décrits dans le manuel de contrôle de qualité du physicien². Elle couvre plusieurs aspects de la qualité, entre autres la couverture du faisceau de radiation, la qualité de la compression, les systèmes d'exposition automatique, l'uniformité et la résolution des détecteurs, des films ou des capteurs numériques et la luminance des négatoscopes. En mode numérique, ce sont les moniteurs qui sont évalués pour leur luminance à divers niveaux de gris, ainsi que leur résolution et leur uniformité. Un cliché de fantôme est également examiné et la dose de radiation requise est aussi mesurée.

À ces critères s'ajoutent une évaluation du blindage de la salle, une observation du contrôle de qualité périodique fait par la technologue et d'autres observations quant aux normes de construction de l'appareil mammographique.

Pour la mammographie en mode classique, ayant pour détecteur un écran intensificateur et un film, les vérifications sont conduites annuellement alors que les installations en mode numérique, soit de type CR ou de type DR, sont visitées semestriellement. Une première évaluation est nécessaire afin d'obtenir l'agrément en mammographie attribué par l'Association canadienne des radiologistes (PAM) et la certification attribuée par le LSPQ dans le cadre du PQDCS.

Suite à l'inspection des appareils de mammographie par le physicien, une copie du rapport de vérification, incluant l'image radiographique du fantôme, est soumise au LSPQ par l'établissement ou le laboratoire d'imagerie médicale (LIM).

Le fantôme RMI-156 est utilisé aux fins de contrôle de la qualité par la grande majorité des physiciens du Canada. Son utilisation est aussi largement répandue aux États-Unis. Il est fait d'acrylique et contient une couche de cire dans laquelle ont été insérés 16 groupes d'objets, simulant des fibres, des microcalcifications et des masses dont la visibilité, à la radiographie, varie de faible à évidente.



Le fantôme contient 3 groupes d'objets : 6 fibres, 5 amas de microcalcifications et 5 masses. Les objets sont de visibilité différente allant d'évidente à très subtile, voire invisible, avec les systèmes disponibles. Ces 3 groupes d'objets ont été analysés et les scores² sont établis de la manière suivante : chaque objet observé vaut 1 point lorsque sa visibilité est entière et sans équivoque. Lorsque la visibilité de l'objet est partielle, mais d'au moins la moitié, un score de 0,5 est accordé. Si un artefact simulant l'un des objets apparaît sur l'image radiographique du fantôme, une déduction de 0,5 à 1 est appliquée. Ainsi les scores individuels inscrits à la base de données sont des nombres multiples de 0,5. Les scores moyens et les différences de scores moyens sont des calculs; évidemment, ils ne résultent pas nécessairement en des multiples de 0,5. Le score global attribué consiste en

l'addition des 3 scores relatifs à la détection des fibres, microcalcifications et masses et peut atteindre un maximum de 16 points.

De 2007 à 2013, 3 médecins du LSPQ ont revu 1165 images radiographiques de fantômes et ont attribué un score résultant de la visualisation des différents groupes d'objets selon le système de pointage décrit au paragraphe précédent. La lecture des images par ces médecins a été faite, pour les films, sur négatoscope de haute intensité conformément aux recommandations du manuel². Un moniteur de 3 mégapixels, de qualité médicale, étalonné aussi selon les directives du manuel², a été utilisé pour l'évaluation des images en mode numérique. Le format de présentation assure la visibilité de la totalité des pixels sans dégradation. Il faut noter également que toutes les images analysées proviennent de centres certifiés dans le cadre du PQDCS et, conséquemment, elles avaient nécessairement généré des scores égaux ou supérieurs à l'exigence minimale de passage soit 4/6 pour les fibres, 3/5 pour les microcalcifications et 3/5 pour les masses. Aucun échec au score n'est inclus dans cette étude.

L'analyse statistique des scores de qualité des images radiologiques de fantôme constitue un indice de performance pour les diverses technologies considérées. Une moyenne a été calculée pour les films-écran, ainsi que pour les technologies numériques, en distinguant les détecteurs directs (DR) des détecteurs par plaques photo-stimulables (CR) de 3 fabricants différents, soit Fuji, Kodak et AGFA. Il est à noter que les DR ont été regroupés en une seule catégorie bien qu'ils proviennent de 4 fabricants différents.

Tous les résultats provenant d'une même technologie ont été regroupés pour la durée totale de la période d'analyse, et cela sans tenir compte de la provenance des images radiographiques de fantôme dont la répartition du nombre d'unités certifiées entre établissements de santé du réseau et laboratoires d'imagerie médicale (LIM) est à peu près égale.

Pour chacun des résultats, la comparaison des scores moyens est réalisée à l'aide d'un modèle d'analyse de la variance mixte, comprenant un effet fixe pour le type d'équipement et un effet aléatoire pour le mammographe. Ceci permet de prendre en compte la corrélation entre les mesures effectuées sur un même mammographe. Les intervalles de confiance à 95 % ainsi que les tests permettant de comparer les technologies numériques à la technologie film-écran ont été obtenus à partir de ce modèle. L'analyse a été effectuée à l'aide de la procédure MIXTED de SAS 9.3.

3 RÉSULTATS

Le type d'équipement mammographique utilisé dans le cadre du PQDCS a beaucoup changé durant la période analysée, soit de 2007 à 2013. Initialement, on observe une très forte prépondérance de la technologie film-écran (93 %), suivie immédiatement d'une transition accélérée vers la mammographie numérique qui constitue maintenant la quasi-totalité du parc d'équipement (tableau 1).

Tableau 1 Évolution de l'activité du PQDCS exprimée en nombre d'unités certifiées et avancement de l'approche numérique au 31 mars 2013

Année 1 avril-31 mars	Nombre d'équipements numériques	Nombre total d'équipements	Proportion d'équipements numériques
2003-4	0	113	0 %
2004-5	0	115	0 %
2005-6	0	119	0 %
2006-7	2	125	2 %
2007-8	9	125	7 %
2008-9	20	130	15 %
2009-10	59	127	46 %
2010-11	94	126	75 %
2011-12	109	122	89 %
2012-13	135	136	99 %

En date du 31 mars 2013, le parc d'équipement se composait de 32 appareils de type DR (tableau 2), alors qu'il n'y en avait que 16 en 2012, et quelques-uns à peine en 2011. En 2013, les appareils de type numérique, CR et DR, se répartissaient en nombre à peu près égal entre les établissements et les LIM.

Tableau 2 Distribution des unités certifiées de mammographie : mode de fonctionnement et localisation au 31 mars 2013

Centres	Unités classiques (film-écran)	Unités numériques		Total
		Mode CR	Mode DR	
LIM	1	46	20	67 (49 %)
Établissements	0	57	12	69 (51 %)
Total :	1 (< 1 %)	103 (76 %)	32 (24 %)	136

La distribution du nombre d'appareils numériques de type CR par fabricant apparaît au tableau 3. Le modèle de type CR le plus fréquemment retrouvé est fabriqué par Fuji, alors que l'on dénombre seulement 5 appareils produits par Kodak.

Tableau 3 Distribution des unités certifiées de mammographie de type CR en fonction du fabricant, au 31 mars 2013

Fabricant CR	Nombre au 31 mars 2013 (%)
Fuji	72 (70 %)
Kodak	5 (5 %)
AGFA	26 (25 %)

Le tableau 4 montre, par type d'appareil, les moyennes des scores de qualité pour chacune des 3 catégories d'objets et les intervalles de confiance correspondants. Pour la période concernée, la base de données contient un total de 1165 images radiographiques de fantôme.

Tableau 4 Scores moyens et intervalles de confiance par type d'appareil, PQDCS 2007-2013

Type d'équipement	Fibre		Microcalcification		Masse		1165
	Moyenne brute	IC 95 %	Moyenne brute	IC 95 %	Moyenne brute	IC 95 %	N
Classique	4,8	(4,8-4,9)	3,6	(3,6-3,6)	3,9	3,9-4,0	419
CR-Fuji	5,0	(4,9-5,0)	3,9	(3,9-4,0)	4,2	4,2-4,2	509
CR-Kodak	4,7	(4,5-4,8)	3,5	(3,4-3,6)	3,6	3,5-3,8	38
CR-AGFA	4,7	(4,6-4,7)	3,8	(3,7-3,9)	3,9	3,8-4,0	99
DR	5,1	(5,0-5,1)	3,9	(3,9-4,0)	4,2	4,1-4,3	100

Note : IC = intervalle de confiance, N = nombre d'images évaluées.

Les figures 1 à 4 illustrent sous forme graphique les scores moyens ajustés pour les fibres, les microcalcifications et les masses, puis les scores moyens globaux ainsi que l'intervalle de confiance à 95 %, selon la catégorie d'appareils.

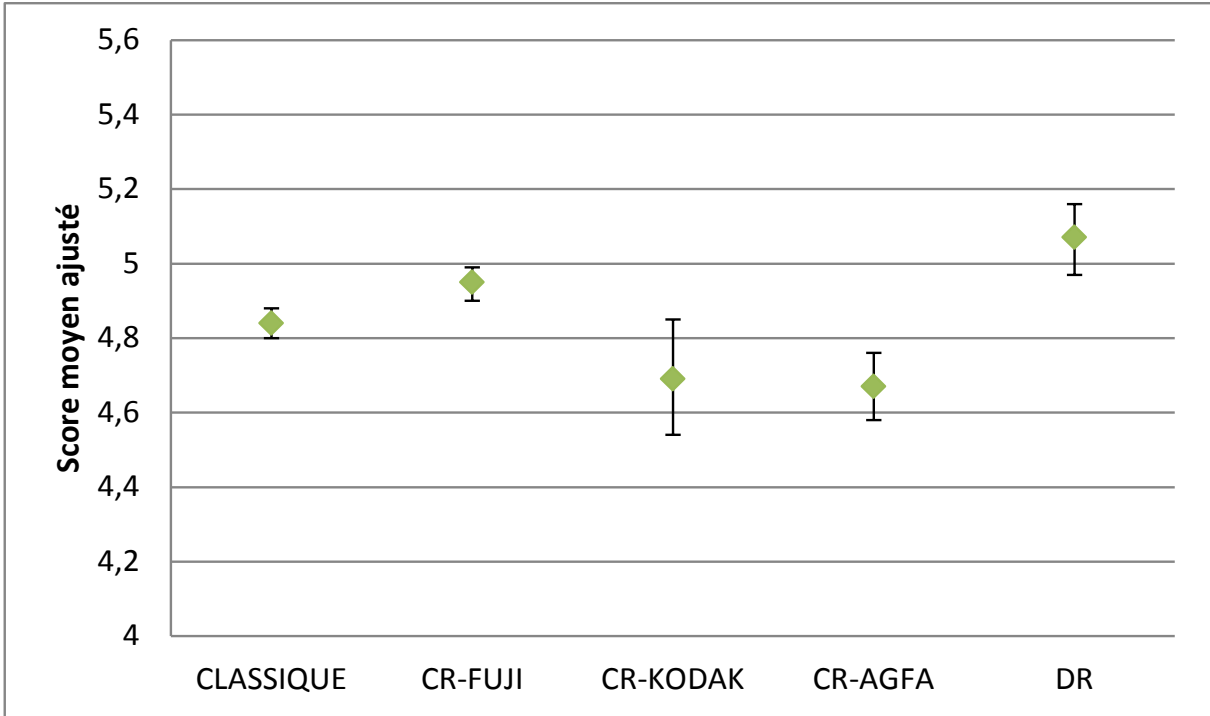


Figure 1 Comparaison des scores pour la détection des fibres par type d'appareil

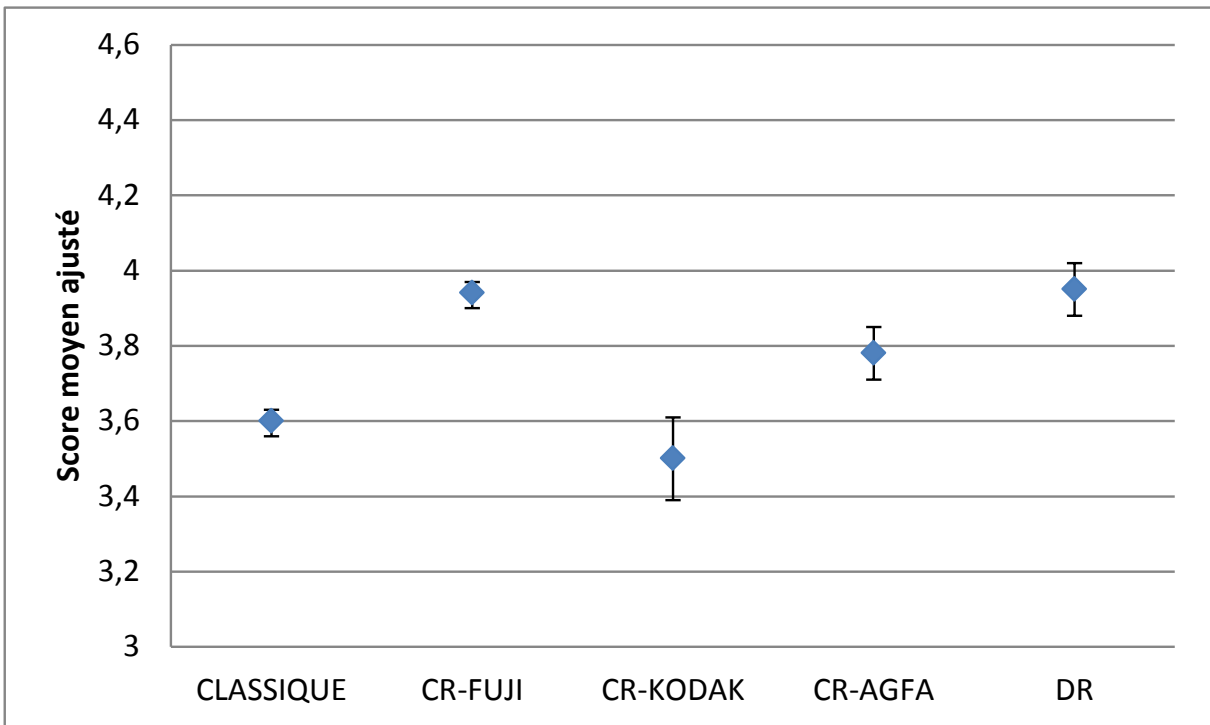


Figure 2 Comparaison des scores pour la détection des microcalcifications par type d'appareil

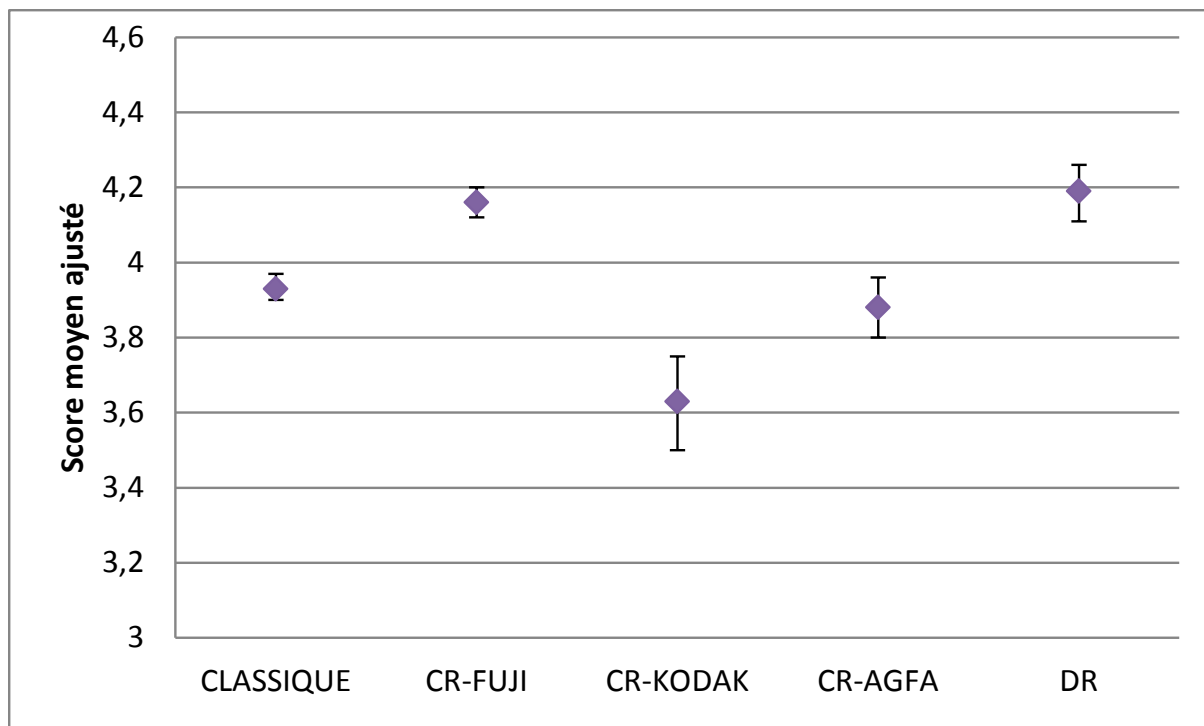


Figure 3 Comparaison des scores pour la détection des masses par type d'appareil

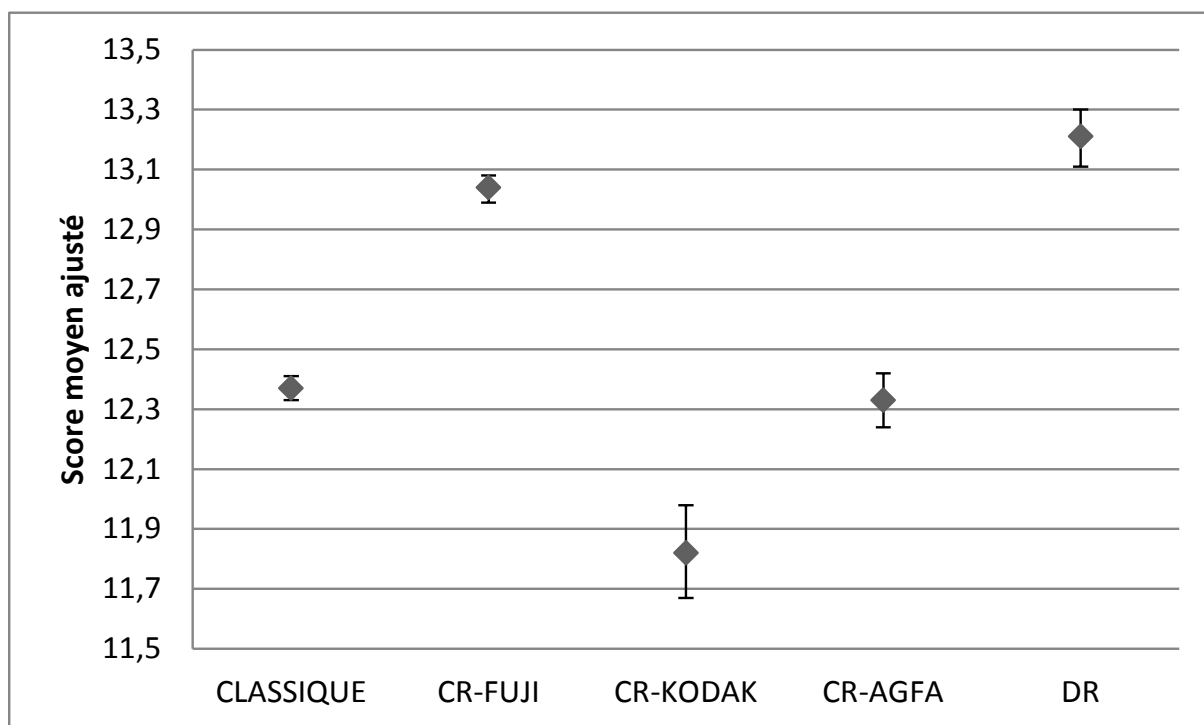


Figure 4 Comparaison des scores pour la détection globale des objets par type d'appareil

Le tableau 5 indique les différences de score moyen entre les technologies numériques et le film-écran pour chaque catégorie d'objets. Les différences de score moyen sont accompagnées de l'erreur-type et de la valeur p correspondante.

Tableau 5 Différence entre les scores moyens des technologies numériques et le mode classique, avec erreur-type et valeur p

Équipement	Différence de score moyen	Erreur type	Valeur p
Fibres			
CR-Fuji	0,11	0,028	0,0001
CR-Kodak	- 0,15	0,080	0,0682
CR-AGFA	- 0,17	0,049	0,0006
DR	0,23	0,053	< 0,0001
Microcalcifications			
CR-Fuji	0,34	0,022	< 0,0001
CR-Kodak	- 0,09	0,059	0,1072
CR-AGFA	0,19	0,038	< 0,0001
DR	0,35	0,039	< 0,0001
Masses			
CR-Fuji	0,23	0,024	< 0,0001
CR-Kodak	- 0,30	0,065	< 0,0001
CR-AGFA	- 0,05	0,041	0,2043
DR	0,26	0,043	< 0,0001
Global			
CR-Fuji	0,67	0,048	< 0,0001
CR-Kodak	- 0,54	0,136	< 0,0001
CR-AGFA	- 0,04	0,084	0,6109
DR	0,84	0,089	< 0,0001

En raison des différences dans la taille des échantillons, les intervalles de confiance sont variables. Ils sont plus larges pour les CR Kodak et plus étroits pour les films-écran et les CR Fuji. Les intervalles de confiance des CR AGFA et des DR sont mitoyens par rapport aux groupes précédents.

Les technologies CR Fuji et DR ont, dans chaque cas, des différences de score moyen positives par rapport à la technologie film-écran. Puisque ces résultats s'accompagnent de valeurs p inférieures ou égales à 0,0001 pour chaque groupe d'objets analysé, ils sont donc statistiquement significatifs. Ceci permet de conclure que ces 2 technologies ont démontré une détection supérieure aux films-écran pour tous les groupes d'objets et conséquemment pour les scores globaux.

Les 38 images radiographiques de fantôme effectuées avec la technologie CR Kodak ont obtenu des différences de score moyen négatives par rapport à la technologie film-écran pour tous les groupes d'objets. Ces différences de score moyen s'accompagnent, pour la détection des fibres et des microcalcifications de valeur p de 0,0682 et 0,1072 respectivement. Pour ce qui est des différences de score moyen, la détection des fibres et des microcalcifications avec la technologie CR Kodak n'est donc pas statistiquement différente de celle avec film-écran. Par contre, pour ce qui est des masses, la différence de score moyen par rapport aux films-écran de -0,3 avec une valeur p inférieure à 0,0001, nous permet de conclure à une infériorité statistiquement significative. Ainsi, au score global, la différence de -0,54 avec une valeur p inférieure à 0,0001 ne laisse pas de doute : la technologie CR Kodak représente un recul statistiquement significatif par rapport au film-écran. Toutefois, il faut noter que cette technologie atteint les valeurs minimales requises pour la certification.

Quant aux images radiographiques de fantôme effectuées avec la technologie CR AGFA, la différence de score moyen n'est positive que pour la détection des microcalcifications, avec une valeur p inférieure à 0,0001. Ceci indique une supériorité statistiquement significative, bien que faible. Par ailleurs, quoique le taux de détection des fibres et des masses montre des différences négatives, celles-ci ne sont pas statistiquement significatives. Enfin, la différence de score global est ténue, soit -0,04, et elle est accompagnée d'une valeur p élevée, soit 0,6109. La technologie CR AGFA n'a donc pu démontrer ni supériorité, ni infériorité par rapport au film-écran.

En somme, une performance significativement supérieure aux films-écran a été observée pour les équipements de type DR et pour les CR Fuji. Les systèmes CR Kodak ont obtenu des résultats moindres, statistiquement significatifs. Finalement, les CR AGFA ont une performance globale similaire au système film-écran, avec des scores inférieurs pour la détection des fibres, et des scores supérieurs pour la détection des microcalcifications.

La différence de 0,67 des scores moyens globaux des CR Fuji illustre qu'ils détectent 4 % plus d'objets ($4\% = 0,67/16$ puisqu'il y a un maximum de 16 objets par fantôme). De la même façon, la différence estimée pour l'ensemble des DR décrit une augmentation de la détection d'objets de 5 %. Quant aux CR Kodak, on constate une diminution de 3 %. Ainsi, pour 10 images radiographiques de fantôme lues, chacune ayant 16 objets, soit un total de 160 objets, les CR Fuji et les DR détectent, respectivement, environ 7 et 8 objets de plus au total par rapport aux films-écran, alors que les Kodak en ratent 5.

Au 31 mars 2013, les 2 technologies CR Fuji et DR totalisent 104 équipements (76 %) dans le Programme québécois de dépistage du cancer du sein. Celles-ci se retrouvent dans un groupe dont les scores de qualité sont supérieurs aux films-écran (Tableau 6). Les scores des 26 équipements CR du fabricant AGFA (20 %) se classent à égalité avec les films-écran. Enfin, seuls les 5 équipements CR du fabricant Kodak (4 %) ont obtenu des scores significativement inférieurs aux films-écran.

Tableau 6 Comparaison qualitative des scores globaux des appareils numériques à celui du mode classique

Évaluation par rapport au film-écran	Film-écran	CR Fuji	CR Kodak	CR AGFA	DR	Total
+		72			32	104 (76 %)
=	1			26		27 (20 %)
-			5			5 (4 %)

4 CONCLUSION

L'analyse actuelle illustre bien que les technologies numériques ne sont pas toutes équivalentes lorsqu'on mesure leur indice de performance à partir des images radiographiques de fantôme. À la connaissance des auteurs, une seule étude a été publiée en 2011, comparant à l'aide des scores moyens d'images radiographiques de fantôme, la performance des différentes technologies de mammographie numérique provenant de plusieurs fabricants. Cependant cette étude visait principalement la comparaison des doses pour les technologies CR et DR et n'utilisait que 52 images radiographiques de fantôme³. Aucun résultat spécifique à un fabricant n'y est rapporté.

Les scores de qualité de l'image radiographique de fantôme étaient tous atteints pour la certification PQDCS. Les scores de qualité montrent une supériorité observable des CR Fuji et des DR par rapport aux films-écran, un recul des CR Kodak et une équivalence pour les CR AGFA. Avec ces constats, le portrait des scores de qualité des appareils numériques par rapport aux films-écrans se décline ainsi : 135 mammographes certifiés du PQDCS au 31 mars 2013 sont passés à la technologie numérique; de ce nombre, 104 appareils ont amélioré leurs scores de qualité (soit 32 DR et 72 CR-Fuji), 26 appareils n'ont présenté aucune amélioration (les CR AGFA), et enfin, seulement 5 équipements (CR Kodak) marquent un recul.

Malgré les différences significatives observées au niveau de la visualisation des catégories d'objets du fantôme de référence, on ne peut en aucune façon établir de corrélation directe avec la performance clinique reliée à ces équipements. L'étude ne peut confirmer que les images numériques soumises ont été faites avec le même algorithme de traitement que les images cliniques correspondantes. En raison d'une certaine diminution des coûts de la technologie DR, sa pénétration du marché des équipements mammographiques est en constante progression. On peut donc présumer qu'en fin de vie utile, les CR actuels seront vraisemblablement remplacés par des DR ou par d'autres technologies concurrentes semblables. De nouveaux écarts entre les fabricants mériteront certainement d'être analysés, et le fantôme d'analyse devra aussi être amélioré de façon à pouvoir démontrer des différences ténues et limiter la composante subjective de l'attribution des scores

RÉFÉRENCES

1. Chiarelli AM, Edwards SA, Prummel MV, Muradali D, Majpruz V, Done SJ, et al. Digital compared with screen-film mammography: Performance measures in concurrent cohorts within an organized breast screening program. *Radiology* 2013;268(3):684-93.
2. Tremblay R, Noël F (2006) « Manuel de contrôle de la qualité pour la mammographie et la biopsie guidée par stéréotaxie – Programme québécois de dépistage du cancer du sein – Volume 2 : Physicien biomédical ». Direction des communications du ministère de la Santé et des Services sociaux, Gouvernement du Québec.
3. Kalathaki M, Hourdakis C.J., Economides S, Tritakis P, Kalyvas N, Simantirakis G, Manousaridis G, Kaisas I, Kaenopoulou V, « Comparison of full field digital (FFD) and computed radiography (CR) mammography systems in Greece”, *Radiation Protection Dosimetry* (2011) Vol 147, no 1-2, pp 202-205.



EXPERTISE
CONSEIL



INFORMATION



FORMATION

www.inspq.qc.ca



RECHERCHE
ÉVALUATION
ET INNOVATION



COLLABORATION
INTERNATIONALE



LABORATOIRES
ET DÉPISTAGE

Institut national
de santé publique

Québec



PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN : CHANGEMENT DES DÉFINITIONS POUR LES CANCERS DÉTECTÉS PAR DÉPISTAGE ET LES CANCERS D'INTERVALLE

MAI 2013



Institut national de santé publique du Québec

PROGRAMME QUÉBÉCOIS DE DÉPISTAGE DU CANCER DU SEIN : CHANGEMENT DES DÉFINITIONS POUR LES CANCERS DÉTECTÉS PAR DÉPISTAGE ET LES CANCERS D'INTERVALLE

MAI 2013

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services

*Institut national
de santé publique*

Québec 

AUTEURS

Éric Pelletier

Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services

Sylvie St-Jacques

Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services

André Langlois

Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services

Jacques Brisson

Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier sincèrement Docteur Wilber Deck ainsi que madame Louise Rochette pour avoir accepté de réviser ce feuillet et pour nous avoir fait bénéficier de leur expertise à travers leurs judicieux commentaires.

Les auteurs, les collaborateurs concernés ainsi que les réviseurs externes ne mentionnent aucun conflit d'intérêts potentiel.

Pour citer ce document : Pelletier E, St-Jacques S, Langlois A, Brisson J. Programme québécois de dépistage du cancer du sein : Changement des définitions pour les cancers détectés par dépistage et les cancers d'intervalle. 2013. Rapport de l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ). N° de publication : 1647. 12 pages.

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec au : <http://www.inspq.qc.ca>.

Les reproductions à des fins d'étude privée ou de recherche sont autorisées en vertu de l'article 29 de la Loi sur le droit d'auteur. Toute autre utilisation doit faire l'objet d'une autorisation du gouvernement du Québec qui détient les droits exclusifs de propriété intellectuelle sur ce document. Cette autorisation peut être obtenue en formulant une demande au guichet central du Service de la gestion des droits d'auteur des Publications du Québec à l'aide d'un formulaire en ligne accessible à l'adresse suivante : <http://www.droitauteur.gouv.qc.ca/autorisation.php>, ou en écrivant un courriel à : droit.auteur@cspq.gouv.qc.ca.

Les données contenues dans le document peuvent être citées, à condition d'en mentionner la source.

DÉPÔT LÉGAL – 2^e TRIMESTRE 2013
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES NATIONALES DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES CANADA
ISBN : 978-2-550- (PDF)

©Gouvernement du Québec (2013)

INTRODUCTION

Le principal objectif de la mise en place d'un programme de dépistage en cancer du sein est la diminution de la mortalité liée à cette maladie, tout en tentant d'en minimiser les effets indésirables. L'analyse d'indicateurs de performance est utilisée par les gestionnaires de programmes de dépistage afin d'estimer si les objectifs initiaux sont atteints. Par exemple, un taux de détection élevé associé à un faible taux de cancer d'intervalle ainsi que des proportions élevées de cancers infiltrants de petite taille et de cancers infiltrants sans envahissement ganglionnaire sont associés à une bonne performance du programme et possiblement à une diminution de la mortalité par cancer du sein.

L'objectif de ce feuillet est de présenter les nouvelles définitions, concernant les cancers détectés par dépistage et les cancers d'intervalle, utilisées dans l'évaluation du programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS), d'expliquer les raisons de ce changement de définitions auprès des utilisateurs des indicateurs du PQDCS et d'estimer l'impact de ces modifications.

PROBLÉMATIQUE

Chez une femme qui participe au dépistage, un cancer peut être détecté par le dépistage et confirmé par les examens diagnostiques qui s'ensuivent – un tel cas est appelé un cancer détecté par dépistage. Un cas qui survient suite à un dépistage négatif (mammographie ou examens diagnostiques), mais avant le dépistage suivant, est appelé un cancer d'intervalle. Les définitions d'un cancer détecté par dépistage et d'un cancer d'intervalle utilisées dans le cadre du PQDCS diffèrent de celles utilisées par d'autres programmes, rendant ainsi difficile une comparaison des résultats.

De plus, la sensibilité du dépistage est un concept utilisé pour estimer la détection des cancers présents lors du dépistage et permet également de juger de la performance d'un programme. Le calcul de la sensibilité se fait en divisant le nombre de cancers détectés par dépistage par le total des cancers (détectés par dépistage et d'intervalle) diagnostiqués au cours d'une période définie. La définition actuelle utilisée pour identifier les cancers d'intervalle ne permet pas de mesurer la sensibilité du dépistage à deux ans.

DÉFINITIONS ACTUELLES DU PQDCS

CANCERS DÉTECTÉS PAR DÉPISTAGE

La définition actuelle d'un cancer détecté par dépistage inclut tous les cancers diagnostiqués dans les 12 mois suivant une mammographie (Mx) dite « anormale » ou « positive ». Une investigation est alors nécessaire afin de déterminer le diagnostic de la lésion observée à la mammographie de dépistage.

Suite à l'investigation, cinq conclusions sont possibles : cancer, normal, bénin, probablement bénin ou à risque. Ces conclusions peuvent être regroupées par trois situations.

La première conclusion correspond aux femmes ayant reçu un diagnostic de cancer du sein lors de l'investigation d'une mammographie positive (figure 1. Flèche A). Cette situation correspond à la définition attendue d'un cancer détecté par dépistage.

La deuxième situation correspond aux femmes dont l'investigation s'est terminée par un diagnostic d'une lésion bénigne ou normale et dont un suivi à deux ans sera habituellement recommandé. Cependant, certaines d'entre elles auront tout de même un cancer du sein diagnostiqué dans la première année suivant la mammographie positive (figure 1. Flèche B). Ces cancers correspondent à la définition attendue d'un cancer d'intervalle et ne devraient pas être considérés dans la catégorie des cancers détectés par dépistage.

Une lésion peut également être jugée probablement bénigne ou à risque par le radiologiste. Pour ces lésions, un suivi à six, douze puis 24 mois est recommandé afin de pouvoir juger de l'évolution de la lésion. Cette recommandation de suivi est appelée « rappel précoce » (RP). Présentement, les cancers diagnostiqués lors de ce rappel précoce sont considérés, si le diagnostic est posé à l'intérieur de 12 mois, comme des cancers détectés par la mammographie de dépistage (figure 1. Flèche C). Cependant, si ce cancer est diagnostiqué lors du suivi à douze mois, il serait alors considéré comme un cancer d'intervalle.

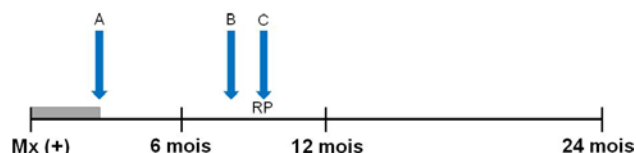


Figure 1 Cancers détectés par dépistage - Définition actuelle au PQDCS

La zone grisée représente la période d'investigation.

CANCERS D'INTERVALLE

La définition actuelle des cancers d'intervalle utilisée pour l'évaluation du PQDCS inclut tous les cancers diagnostiqués dans les 24 mois suivant une mammographie de dépistage « normale » ou « négative » (figure 2). On distingue les cancers d'intervalle survenant dans la 1^{re} année et ceux survenant dans la 2^e année suivant la mammographie de dépistage.

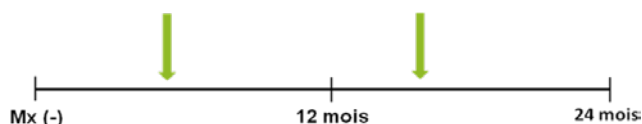


Figure 2 Cancers d'intervalle - Définition actuelle au PQDCS

En considérant les définitions des cancers détectés et des cancers d'intervalle, on remarque que les cancers diagnostiqués dans la 2^e année suivant une mammographie de dépistage positive ne sont pas inclus dans ces définitions.

OBJECTIFS

Identifier les changements à apporter aux définitions des cancers détectés et des cancers d'intervalle afin de :

- Permettre une meilleure comparaison des taux de détection et des taux de cancers d'intervalle avec les autres programmes de dépistage;
- Estimer la sensibilité du dépistage dans le cadre du PQDCS.

DÉFINITIONS UTILISÉES PAR D'AUTRES PROGRAMMES DE DÉPISTAGE

Une revue de la littérature a été effectuée afin de comparer les différentes définitions de cancers détectés par dépistage et de cancers d'intervalle. Une première approche a permis de recenser 98 articles, 37 guides ou rapports et 24 sites web de différents programmes de dépistage du cancer du sein ou organismes. Les documents ne présentant pas une définition claire et détaillée de l'une ou l'autre des définitions n'ont pas été retenus. Un total de 10 articles publiés, 16 guides ou rapports, 11 pages web et 5 communications personnelles ont été retenus et serviront à réaliser l'inventaire des différentes définitions utilisées. Nous avons donc l'information concernant six pays : Australie (1, 2), Irlande (3), Norvège (4-6), Nouvelle-Zélande (7-9), Pays-Bas (10-14) et Royaume-Uni (15-18), ainsi que de quatre groupes ou associations : American College of Radiology (ACR) (19) et Breast Cancer Surveillance Consortium (BCSC) (20, 21) qui sont américains, l'Initiative Canadienne sur le Dépistage du Cancer du Sein (ICDCS) (22) et le guide de pratique clinique de l'Union Européenne (23). De plus, trois provinces canadiennes ont également fourni leurs définitions (24-26).

Concernant les définitions des cancers détectés par dépistage, tous s'accordent pour dire qu'il s'agit des cancers diagnostiqués suivant l'investigation d'une mammographie positive (figure 3). Cependant, la définition de l'investigation change légèrement selon les sources. Les groupes américains (BCSC et ACR) ont fixé la fin de l'investigation à un an suivant la mammographie de dépistage positive, c'est-à-dire que tous les cancers diagnostiqués à l'intérieur de cette période sont considérés comme détectés par la mammographie. L'Australie et le Canada ont fixé ce délai à six mois suivants la mammographie. L'Irlande, la Norvège, la Nouvelle-Zélande, les Pays-Bas, le Royaume-Uni, l'Union Européenne, la Colombie-Britannique, la Nouvelle-Écosse et l'Ontario décrivent les cancers détectés par dépistage comme étant diagnostiqués lors de l'investigation, sans avoir déterminé un délai fixe pour la fin de cette investigation. Ces programmes ont accès aux détails de l'investigation incluant la conclusion et les recommandations. À part de rares exceptions, la première investigation suivant la mammographie positive se termine à l'intérieur de six mois et même majoritairement à l'intérieur de trois mois.

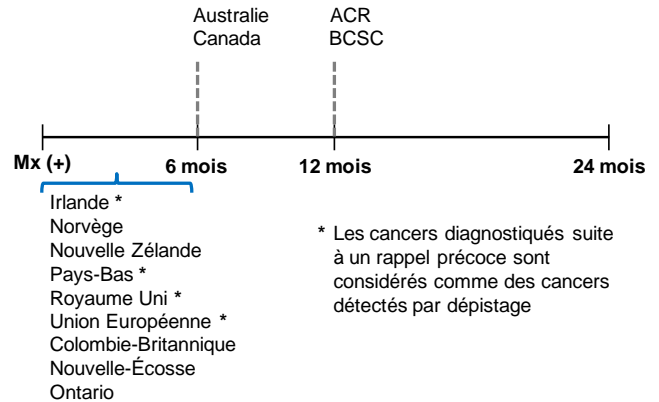


Figure 3 Cancers détectés par dépistage

Pour l'Irlande, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et l'Union Européenne, l'investigation inclut les actes effectués lors du rappel précoce réalisé habituellement à six mois. Pour ces programmes, les cancers diagnostiqués lors d'un rappel précoce sont donc considérés comme des cancers détectés par dépistage. Les autres programmes ou organismes ne considèrent pas un cancer trouvé lors d'un rappel précoce comme un cancer détecté par dépistage, mais plutôt comme un cancer d'intervalle. Il est important de noter que tous les programmes qui incluent les cancers diagnostiqués en rappel précoce comme des cancers détectés par dépistage ont des proportions de recommandations de rappels précoces très faibles. Par exemple, le Royaume-Uni a rapporté en 2007-2008 que seulement 0,1 % des mammographies de dépistage obtenaient une recommandation de rappel précoce (27), tandis qu'au Québec, la proportion de recommandations de rappel précoce est estimée à 3,2 % (28). De plus, l'Union Européenne a fixé une cible de 0 % concernant la recommandation de rappels précoces (29). Par conséquent, pour ces programmes, l'inclusion des cancers diagnostiqués lors d'un rappel précoce parmi les cancers détectés par dépistage a très peu d'influence sur l'estimé du taux de détection.

Tous les programmes ou organismes considèrent que les cancers diagnostiqués suivant une mammographie négative sont des cancers d'intervalle (figure 4). De plus, tous les cancers diagnostiqués suite à une investigation négative ou bénigne, réalisée suite à une mammographie positive, sont considérés également comme des cancers d'intervalle, à l'exception de l'Australie, du Canada et des États-Unis qui ont fixé un délai maximum pour l'investigation. Dans le cas du Canada et de l'Australie, un cancer sera donc considéré comme d'intervalle même s'il est

diagnostiqué lors d'une investigation initiale qui aurait duré plus de six mois. Dans le cas des États-Unis, le délai maximum fixé à un an pourrait induire une légère sous-estimation des cas de cancers d'intervalle comparativement aux autres programmes.

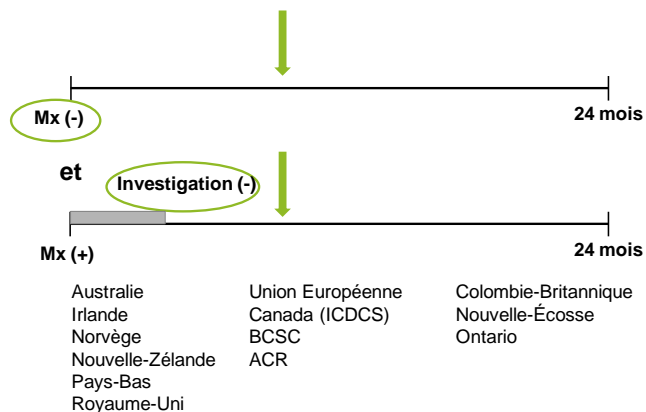


Figure 4 Cancers d'intervalle

MODIFICATIONS DES DÉFINITIONS

La définition utilisée pour identifier les cancers détectés par dépistage inclura, dorénavant, uniquement les cancers diagnostiqués dans les six premiers mois suivant une mammographie positive (figure 5).

L'utilisation d'un délai fixe au diagnostic de cancers s'impose, car les bases de données utilisées pour la mesure des indicateurs (RAMQ et Med-Écho) ne contiennent pas l'information sur la conclusion des actes d'investigation. Le rapport de confirmation diagnostique saisi au système d'information du PQDCS fournit cette information, mais n'est pas complété pour l'ensemble des femmes avec une mammographie positive. Comme il est peu fréquent que l'investigation d'une femme dure plus de six mois, l'utilisation d'un délai fixe à six mois est compatible avec la définition utilisée par la majorité des autres programmes. Seuls les États-Unis ont une définition différente.

Cette nouvelle définition des cancers détectés par dépistage exclut donc les cancers diagnostiqués suivant une recommandation de rappel précoce. Cette décision a été prise en tenant compte que les pays incluant les cancers diagnostiqués suite à un rappel précoce comme cancers détectés par dépistage n'utilisent pratiquement jamais cette forme de suivi. L'inclusion de ces cancers a comme conséquence de surestimer le taux de détection.

Concernant la définition des cancers d'intervalle, tous les cancers diagnostiqués dans les deux années suivant une mammographie négative ainsi que ceux diagnostiqués plus de six mois suivant une mammographie positive seront considérés comme des cancers d'intervalle (figure 5).

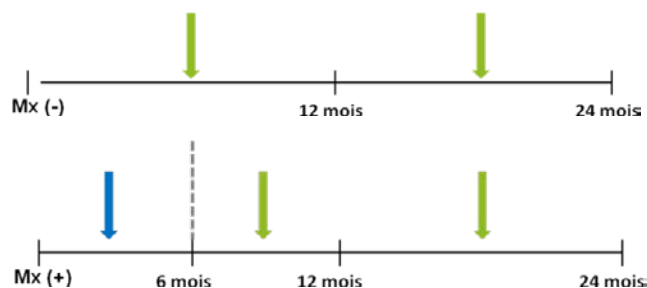


Figure 5 Nouvelles définitions pour les cancers détectés par dépistage et les cancers d'intervalle

La flèche bleue représente les cancers détectés par dépistage et les flèches vertes sont des cancers d'intervalle.

Cette définition permettra une meilleure comparaison avec les autres programmes de dépistage, dont les autres programmes canadiens, australiens et européens. Il faudra cependant tenir compte de différences avec les estimés américains qui non seulement n'ont pas de programme organisé de dépistage mais utilisent aussi une définition qui tend à augmenter le taux de détection et la sensibilité, et de baisser le taux de cancers d'intervalle.

L'IMPACT DES MODIFICATIONS

Pour l'année 2006, un total de 253 113 mammographies, dont 230 131 négatives et 22 982 positives, ont été effectuées. Les anciennes définitions permettaient d'identifier 1 461 cancers détectés par dépistage, 434 cancers d'intervalle (165 dans la 1^{re} année et 269 dans la 2^e) ainsi que 74 cancers non comptabilisés (figure 6). En appliquant les nouvelles définitions, nous obtenons 1 385 cancers détectés par dépistage et 584 cancers d'intervalle, soit 434 suivant une mammographie négative et 150 suivant une mammographie positive (figure 7).

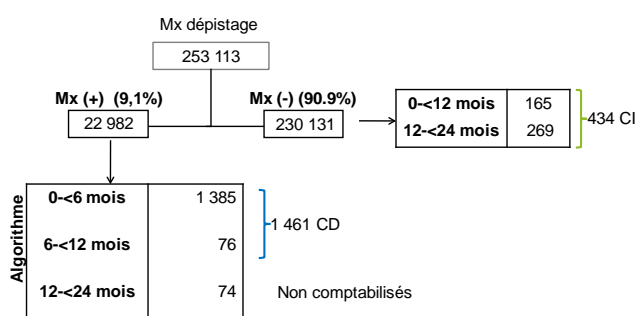


Figure 6 Nombre de cancers détectés par dépistage et de cancers d'intervalle selon les anciennes définitions

CD : Cancers détectés par dépistage.
CI : Cancers d'intervalle.

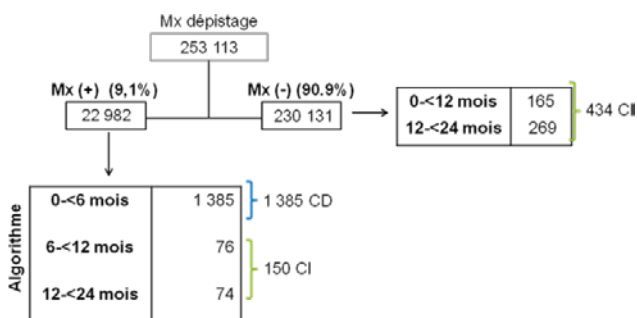


Figure 7 Nombre de cancers détectés par dépistage et de cancers d'intervalle selon les nouvelles définitions

CD : Cancers détectés par dépistage.
CI : Cancers d'intervalle.

L'impact de ces modifications sur le taux de détection est présenté au tableau 1-A. Le taux de détection diminue de 0,3/1 000 mammographies lors de la mammographie initiale ainsi que lors des mammographies subséquentes. Il faut noter que,

compte-tenu de la comparabilité des cibles avec les autres programmes et du faible impact sur les résultats, le changement de définition n'entraînera pas de modification des cibles visées.

Tableau 1 Impact du changement des définitions sur le taux de détection (A), le taux de cancers d'intervalle (B) et la sensibilité (C)

A - Taux de détection (infiltrant et <i>in situ</i>) /1 000 mammographies			
	Ancienne définition	Nouvelle définition	Cibles
Mammographie initiale	6,7	6,4	> 5,0
Mammographies subséquentes	5,5	5,2	> 3,5

B - Taux de cancers d'intervalle (infiltrants) /10 000 personnes-année			
	Ancienne définition	Nouvelle définition	Cibles
0-< 12 mois	6,7	8,9	< 6
12-< 24 mois	11,6	13,2	< 12
0-< 24 mois	9,1	11,0	< 12

C - Sensibilité (infiltrant et <i>in situ</i>) %		
	Ancienne définition	Nouvelle définition
Sensibilité à 1 an	89,8	85,2
Sensibilité à 2 ans	—	70,3

Concernant le calcul du taux de cancers d'intervalle, le numérateur, c.-à-d. le nombre de cancers d'intervalle infiltrants, a augmenté ainsi que son dénominateur qui se calcule en personnes-année. Comparativement à avant, il faut maintenant ajouter le temps de suivi des femmes avec une mammographie positive, excluant les six premiers mois de suivi (car elles ne sont pas à risque d'être diagnostiquées d'un cancer d'intervalle). L'impact de ces modifications fait augmenter le taux de cancers d'intervalle. Par exemple, le taux correspondant à la période 0 à 24 mois passe de 9,1/10 000 personnes-année à 11,0/10 000 personnes-année (tableau 1-B). À noter également que les cibles restent inchangées.

De plus, le deuxième objectif lié à la modification des définitions était de pouvoir mesurer la sensibilité du dépistage. La sensibilité à 1 an était de 89,8 % et devient 85,2 % avec la nouvelle définition. La sensibilité à 2 ans est de 70,3 % (tableau 1-C).

Finalement, ces changements de définitions peuvent avoir un impact sur d'autres indicateurs de performance mesurés dans le cadre de l'évaluation du PQDCS. Entre autres, la valeur prédictive positive, les délais au diagnostic, la proportion de cancers détectés de type *in situ*, la proportion de cancers infiltrants de petite taille ou sans envahissement ganglionnaire pourraient être légèrement influencés par le fait que certains cancers, anciennement considérés comme détecté, seront dorénavant des cancers d'intervalle. Toutes analyses réalisées par l'équipe d'évaluation du PQDCS portant sur les cancers utiliseront les nouvelles définitions.

CONCLUSION

En conclusion, la majorité des programmes de dépistage ou organismes recensés considèrent les cancers détectés par dépistage comme les cancers diagnostiqués lors de l'investigation suivant une mammographie positive. Les différences observées résident dans la définition de la durée de l'investigation et dans l'inclusion des cancers diagnostiqués suivant un rappel précoce. Dans le cadre du PQDCS, les cancers détectés lors de suivi en rappel précoce seront considérés comme des cancers d'intervalles si diagnostiqués plus de six mois après la mammographie de dépistage.

Les modifications suggérées permettent une meilleure comparabilité de la performance du PQDCS avec celle des autres programmes et de mesurer la sensibilité du dépistage dans le PQDCS. De plus, ces modifications de définitions entraînent une faible diminution du taux de détection et une augmentation du taux de cancers d'intervalle.

RÉFÉRENCE BIBLIOGRAPHIQUE

1. Australian Institute of Health and Welfare and Australian Government Department of Health and Ageing for BreastScreen Australia. BreastScreen Australia monitoring report 2006-2007 and 2007-2008. 2010.
2. National Quality Management Committee of BreastScreen Australia. BreastScreen Australia, Quality Improvement Program. 2008.
3. The National Cancer Screening Service Board. Guidelines for quality assurance in mammography screening. 3rd ed. 2008.
4. Hofvind S, Wang H, Thoresen S. Do the results of the process indicators in the Norwegian Breast Cancer Screening Program predict future mortality reduction from breast cancer? *Acta Oncol* 2004;43:467-73.
5. Hofvind S *et al.* Number and characteristics of breast cancer cases diagnosed in four periods in the screening interval of a biennial population-based screening programme. *J Med Screen* 2006;13:192-6.
6. Hofvind S *et al.* Using the European guidelines to evaluate the Norwegian Breast Cancer Screening Program. *Eur J Epidemiol* 2007;22:447-55.
7. National Screening Unit of the National Health Board of the Ministry of Health of New Zealand. Ascertaining and reporting interval cancers in BreastScreen Aotearoa: A protocol. 2006.
8. Begg S. *et al.* Interval cancers in BreastScreen Aotearoa 1999-2002. 2007.
9. National Screening Unit of the National Health Board of the Ministry of Health of New Zealand. National policy and quality standards. 2008.
10. Duijm LE *et al.* Mammography screening in the Netherlands: delay in the diagnosis of breast cancer after breast cancer screening. *Br J Cancer* 2004;91:1795-9.
11. Duijm LE *et al.* Additional double reading of screening mammograms by radiologic technologists: impact on screening performance parameters. *J Natl.Cancer Inst.* 2007;99:1162-70.
12. Duijm LE *et al.* Delayed diagnosis of breast cancer in women recalled for suspicious screening mammography. *Eur J Cancer* 2009;45:774-81.
13. Fracheboud J *et al.* Interval cancers in the Dutch breast cancer screening programme. *Br J Cancer* 1999;81:912-7.
14. Fracheboud J *et al.* Nationwide breast cancer screening programme fully implemented in The Netherlands. *Breast* 2001;10:6-11.
15. Patnick J, Carrigan C. Audit of breast cancers in women aged 50 to 74. 2006.
16. Liston J, Wilson R. Clinical guidelines for breast cancer screening assessment. 3rd edition. 2010.
17. Banks E *et al.* Influence of personal characteristics of individual women on sensitivity and specificity of mammography in the Million Women Study: cohort study. *BMJ* 2004;329:477.
18. National QA coordinators' group of the NHSBSP. Monitoring NHSBSP standards. A guide for quality assurance reference centres. 2005.
19. D'Orsi CJ, Bassett LW, Berg WA. Follow-up and outcome monitoring. In: Breast imaging reporting and data system: ACR BI-RADS. 4th ed. 2003.
20. Breast Cancer Surveillance Consortium. Glossary of terms. 2009.
21. Ernster VL *et al.* Detection of ductal carcinoma in situ in women undergoing screening mammography. *J Natl.Cancer Inst.* 2002;94:1546-54.
22. Public Health Agency of Canada. Organized Breast Cancer Screening Programs in Canada: Report on Program Performance in 2005 and 2006. 2011.
23. Broeders M. Epidemiological guidelines for quality assurance in breast cancer screening. European guidelines for quality assurance in breast cancer screening and diagnosis-4th edition. 2006.
24. British-Columbia Cancer Agency. Screening mammography program, Annual report 2008/2009. 2011.

25. Ontario Breast Screening Program. The Ontario Breast Screening Program (OBSP), 2005-2006 Annual Report. 2009.
26. Nova Scotia Breast screening program. The Nova Scotia Breast screening program, Annual report 2009. 2011.
27. Cancer Screening Evaluation Unit. Breast screening results from NHSBSP (England, Wales, Scotland and Northern Ireland) 2007/08. Institute of Cancer Research. 2009.
28. Rochette L *et al.* Rappel précoce à la suite d'une mammographie de dépistage anormale, Programme de dépistage du cancer du sein, 1998-2000. Institut national de santé publique du Québec. 1-46. 2006.
29. European Commission. European guidelines for quality assurance in breast cancer screening and diagnosis (fourth edition). Perry N, Broeders M, de Wolf C, Tornberg S, Holland R, and von Karsa L. -432. 2006.

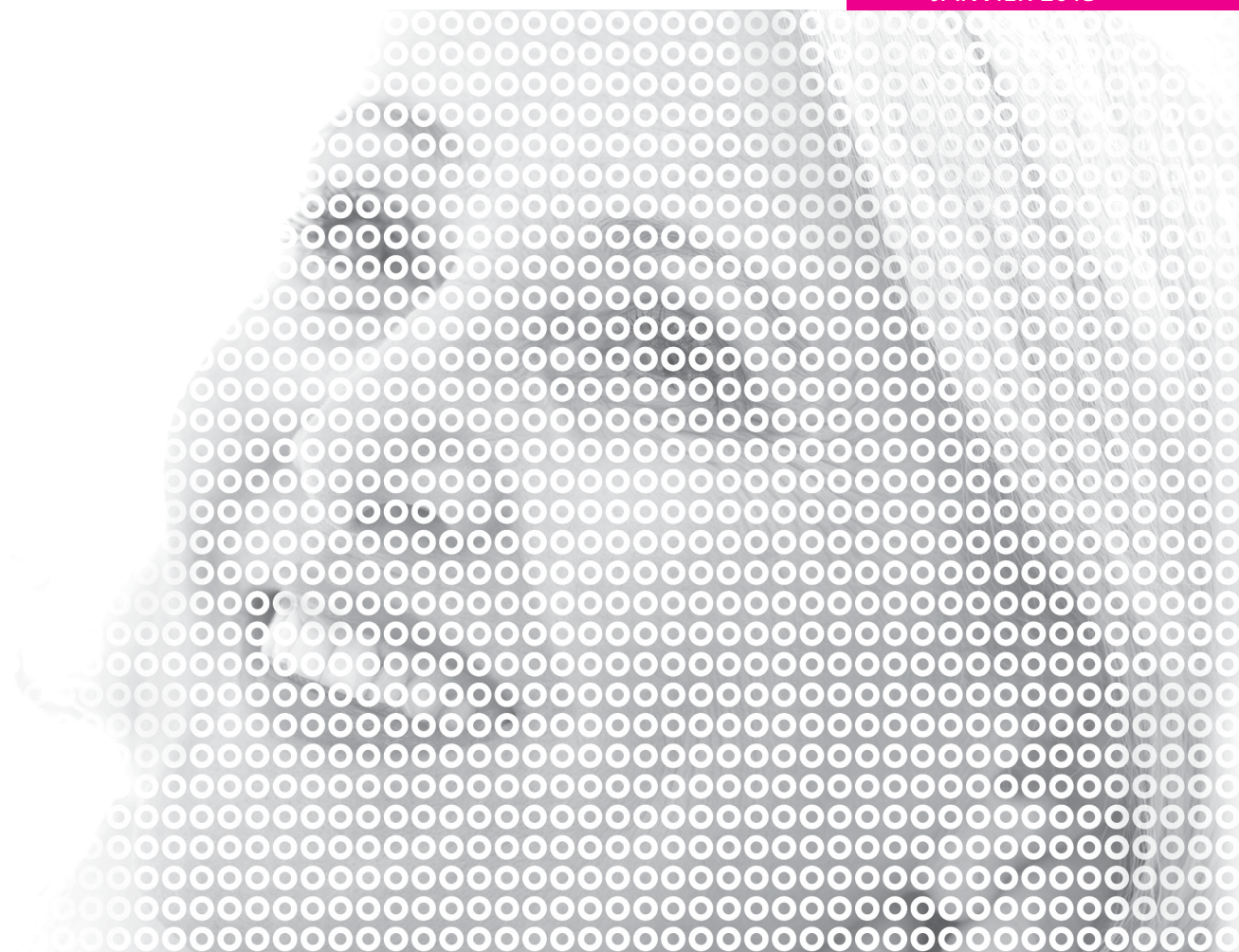
*Institut national
de santé publique*

Québec



SIMULATION DE COHORTES AVEC ET SANS DÉPISTAGE PAR MAMMOGRAPHIE : PROBABILITÉ CUMULATIVE SUR 20 ANS D'AVOIR AU MOINS UN FAUX POSITIF OU UNE BIOPSIE BÉNIGNE

JANVIER 2013



Institut national de santé publique du Québec

SIMULATION DE COHORTES AVEC ET SANS DÉPISTAGE PAR MAMMOGRAPHIE : PROBABILITÉ CUMULATIVE SUR 20 ANS D'AVOIR AU MOINS UN FAUX POSITIF OU UNE BIOPSIE BÉNIGNE

JANVIER 2013

Unité Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services

*Institut national
de santé publique*

Québec 

AUTEURS

Nathalie Vandal

Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services

Éric Pelletier

Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services

Anne-Maëlle Fontenoy

Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services

Jacques Brisson

Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services

MISE EN PAGES

Sylvie Muller, agente administrative

Analyse des politiques de dépistage et de lutte contre les maladies chroniques
Direction de l'analyse et de l'évaluation des systèmes de soins et services

Pour citer ce document : Vandal N, Pelletier E, Fontenoy AM, Brisson J, Simulation de cohortes avec et sans dépistage par mammographie : probabilité cumulative sur 20 ans d'avoir au moins un faux positif ou une biopsie bénigne. 2013. Rapport de l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ). N° de publication : 1609. 32 pages.

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec au : <http://www.inspq.qc.ca>.

Les reproductions à des fins d'étude privée ou de recherche sont autorisées en vertu de l'article 29 de la Loi sur le droit d'auteur. Toute autre utilisation doit faire l'objet d'une autorisation du gouvernement du Québec qui détient les droits exclusifs de propriété intellectuelle sur ce document. Cette autorisation peut être obtenue en formulant une demande au guichet central du Service de la gestion des droits d'auteur des Publications du Québec à l'aide d'un formulaire en ligne accessible à l'adresse suivante : <http://www.droitauteur.gouv.qc.ca/autorisation.php>, ou en écrivant un courriel à : droit.auteur@cspq.gouv.qc.ca.

Les données contenues dans le document peuvent être citées, à condition d'en mentionner la source.

DÉPÔT LÉGAL – 1^{er} TRIMESTRE 2013
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES NATIONALES DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES CANADA
ISBN : 978-2-550-66967-8 (PDF)

©Gouvernement du Québec (2013)

SOMMAIRE

Le développement d'outils visant à informer les femmes qui doivent décider si elles participeront ou non au Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) a comme objectif l'obtention d'un consentement éclairé à la participation. La meilleure méthode pour illustrer de façon quantitative les avantages et inconvénients potentiels du dépistage est la simulation de cohortes exposées aux conditions que nous avons connues au Québec au cours des dernières années. Une première cohorte de 1 000 femmes soumises à une mammographie de dépistage aux deux ans de l'âge de 50 à 69 ans, soit 10 dépistages en 20 ans, peut ainsi être comparée à une deuxième cohorte de 1 000 femmes qui ne participent pas au programme de dépistage durant cette même période. La différence entre les résultats de ces deux cohortes simulées met ainsi en évidence certains avantages et inconvénients potentiels du dépistage dans le cadre du PQDCS.

Les deux événements simulés pour chacune des cohortes sont le nombre de femmes avec au moins un faux positif à la mammographie qui surviendraient au cours d'un suivi de 20 ans ainsi que le nombre de femmes qui aurait au moins une biopsie d'une lésion qui s'avère bénigne (biopsie bénigne), au cours de la même période. Un faux positif représente une mammographie de dépistage anormale pour laquelle aucun cancer n'a été diagnostiqué dans l'année suivant cette mammographie. Une mammographie de dépistage est considérée comme anormale lorsqu'une investigation (examens supplémentaires) est nécessaire pour déterminer s'il y a cancer du sein ou non. Une biopsie bénigne est une biopsie (par forage ou chirurgicale) réalisée lors d'une investigation d'une mammographie anormale n'aboutissant pas à un diagnostic de cancer du sein.

Parmi la cohorte de 1 000 femmes soumises à une mammographie de dépistage aux deux ans de l'âge de 50 à 69 ans, nous estimons que 418 d'entre elles auraient eu au moins une investigation pour anomalie sans diagnostic de cancer du sein (faux positifs à la mammographie) et 90 femmes auraient eu au moins une biopsie bénigne. Parmi la cohorte de 1 000 femmes qui ne participent pas au programme durant cette même période, 271 femmes référées pour mammographie, suite à la présence de symptômes ou pour un examen de routine recommandé par son médecin, auraient eu au moins un faux positif à la mammographie et 65 auraient eu au moins une biopsie bénigne. Il en résulte que, dans la cohorte de 1 000 femmes qui participent au dépistage systématique 147 femmes de plus auraient au moins un faux positif et 25 de plus auraient au moins une biopsie bénigne comparativement aux non participantes.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES	V
LISTE DES ABRÉVIATIONS	VII
INTRODUCTION.....	1
1 MÉTHODOLOGIE.....	3
1.1 Cohorte avec dépistage	3
1.1.1 Sources de données	3
1.1.2 Modèle statistique	4
1.2 Cohorte sans dépistage	7
1.2.1 Sources de données	7
1.2.2 Modèle statistique	8
2 RÉSULTATS	13
3 DISCUSSION.....	15
ANNEXE 1 REVUE DE LITTÉRATURE DES ÉTUDES QUI ONT ESTIMÉ LE RISQUE CUMULÉ DE FAUX POSITIF OU DE BIOPSIE BÉNIGNE SUR UN TOTAL DE 10 MAMMOGRAPHIES DE DÉPISTAGE	17

LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES

Tableau 1	Description des exclusions de la base de données contenant l'information sur les participantes au PQDCS	4
Tableau 2	Combinaisons entre le groupe d'âge et le rang de la mammographie.....	5
Tableau 3	Nombre cumulatif de femmes, avec ou sans dépistage, qui auront un événement au cours de 20 années de suivi	14
Figure 1	Comparaison entre les probabilités d'évènements observées et prédites selon le rang de la mammographie parmi les participantes au PQDCS	7
Figure 2	Illustration du début de suivi sans dépistage.....	8
Figure 3	Illustration des différents scénarios possibles de suivi sans dépistage découpés par âge et année de calendrier	10
Figure 4	Comparaison entre les probabilités d'évènements observées et prédites selon le groupe d'âge des non participantes	11
Figure 5	Comparaison du nombre d'évènements cumulés entre une cohorte de 1 000 femmes participantes au programme et 1 000 femmes non participantes	13

LISTE DES ABRÉVIATIONS

FTQ	Fichier des tumeurs du Québec
INSPQ	Institut national de santé publique du Québec
PQDCS	Programme québécois de dépistage du cancer du sein
RAMQ	Régie de l'assurance maladie du Québec
SI-PQDCS	Système d'information du PQDCS

INTRODUCTION

Le ministère de la Santé et des Services sociaux a mis en place un groupe d'experts pour l'aider à développer des outils visant à informer les femmes qui doivent décider si elles participeront ou non au Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS). Le groupe d'experts est d'avis que le choix de participer ou non au PQDCS serait plus éclairé si les femmes avaient en main des probabilités d'événements qui illustrent certains avantages et inconvénients potentiels du dépistage par mammographie. L'équipe d'évaluation du PQDCS de l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) a reçu le mandat de procéder à des simulations qui permettent d'obtenir de telles valeurs.

Les simulations décrites dans ce rapport illustrent ce qui pourrait survenir dans deux cohortes fictives de femmes si les conditions que nous avons connues au Québec au cours des dernières années se maintenaient pour les 20 prochaines années. La première cohorte simule 1 000 femmes soumises à une mammographie de dépistage aux deux ans de l'âge de 50 à 69 ans, soit 10 dépistages en 20 ans (cohorte avec dépistage). La deuxième cohorte simule 1 000 femmes qui ne participent pas au PQDCS durant cette même période (cohorte sans dépistage) mais qui ont recouru à la mammographie suite à une référence médicale due à la présence de symptômes ou pour un examen de routine recommandé par son médecin. La différence entre ces deux cohortes met en évidence certains avantages et inconvénients potentiels du dépistage.

Étant donné que l'information disponible chez les femmes qui participent au programme de dépistage et chez celles qui s'en abstiennent n'était pas identique, une approche méthodologique sensiblement différente a été utilisée pour simuler chaque cohorte.

Les deux événements qui ont été retenus pour ce rapport sont le nombre potentiel de femmes avec au moins un faux positif à la mammographie ainsi que le nombre de femmes avec au moins une biopsie d'une lésion qui s'est avérée bénigne (biopsie bénigne). Un faux positif représente une mammographie de dépistage anormale pour laquelle aucun cancer (carcinome infiltrant ou carcinome canalaire *in situ*) n'a été diagnostiqué un an suivant cette mammographie. Une mammographie de dépistage est considérée comme anormale lorsqu'une investigation (examens supplémentaires) est nécessaire pour déterminer s'il y a ou non présence de cancer du sein. Une biopsie bénigne est une biopsie (par forage ou chirurgicale) réalisée lors de l'investigation d'une mammographie anormale n'aboutissant pas à un diagnostic de cancer du sein.

1 MÉTHODOLOGIE

1.1 COHORTE AVEC DÉPISTAGE

1.1.1 Sources de données

L'information sur les dépistages provient de la base de données du système d'information du PQDCS (SI-PQDCS) contenant les dépistages effectués de 1998 au 31 décembre 2006. Cette base de données permet d'identifier, pour chaque dépistage, la femme ayant reçu la mammographie, son consentement à participer au PQDCS, son âge lors du dépistage, la date de la mammographie, le résultat de la mammographie (normal ou anormal), ainsi que la présence de symptômes (masse, écoulement ou inversion du mamelon), de prothèse mammaire (actuellement ou avant) et d'antécédents de mammographies et de biopsies tels que rapportés par la femme lors du dépistage.

L'information sur l'investigation des mammographies anormales et les diagnostics de cancer du sein provient de trois bases de données : RAMQ, MedÉcho et le SI-PQDCS (rapport de confirmation diagnostique, rapport de pathologie et rapport du clinicien). Lors de la réalisation des analyses, l'information était disponible pour un suivi de deux ans après le dépistage pour les mammographies réalisées entre 1998 et 2005 et pour un suivi d'un an pour les mammographies de 2006. Ces bases de données renferment l'information sur les diagnostics de cancer du sein, les biopsies par forage et les biopsies chirurgicales subséquentes à un dépistage.

Le jumelage des bases de données a été réalisé à l'aide du numéro d'identification du dépistage. La base de données jumelée contenait 1 628 594 mammographies de dépistage réalisées chez des femmes ayant signé le formulaire de consentement. Des exclusions ont été effectuées de façon à assurer la validité des données utilisées par rapport au modèle statistique posé (tableau 1). La base de données finale contient 1 267 111 mammographies. Certaines exclusions supplémentaires et spécifiques à chaque analyse doivent être appliquées par la suite.

Tableau 1 Description des exclusions de la base de données contenant l'information sur les participantes au PQDCS

Causes de l'exclusion	Nombre de femmes (N = 1 628 594)
• Dépistages dont le résultat de l'investigation est absent des bases de données.	4 298
• Tous dépistages subséquents à un dépistage dont la femme n'a pas signé le formulaire de consentement.	44 669
• Femmes dont le dépistage initial est absent de la base de données.	6 910
• Dépistages non effectués dans un délai de 2 ans (21 à 30 mois) avec le dépistage précédent ainsi que tous les dépistages subséquents de cette femme.	248 926
• Femmes déclarant des symptômes lors de sa mammographie initiale.	55 863
• Dépistages dont la combinaison rang et âge est trop rapide comparativement à la recommandation d'avoir un dépistage aux 2 ans. <ul style="list-style-type: none"> ○ rang = 2 et âge ≤ 51, ○ rang = 3 et âge ≤ 53, ○ rang = 4 et âge ≤ 55, ○ rang = 5 et âge ≤ 57, ○ rang = 6 et âge ≤ 59. 	801
• Tous dépistages subséquents à un diagnostic de cancer du sein.	16
Sous-total des exclusions.	361 483
<i>Exclusions se rapportant uniquement aux faux positifs.</i>	
• Tous dépistages subséquents à un premier faux positif.	55 301
<i>Exclusions se rapportant uniquement aux biopsies bénignes.</i>	
• Dépistages réalisés en 2006.	160 629
• Tous dépistages subséquents à une première biopsie bénigne.	4 552

L'analyse se rapportant aux investigations bénignes nécessite uniquement un suivi d'un an après la mammographie pour déterminer s'il y a eu un diagnostic de cancer du sein. Puisqu'on s'intéresse uniquement au premier événement survenu, on exclut tous les dépistages subséquents à un premier faux positif. On obtient donc un total de 1 211 810 mammographies de dépistage pour cette analyse.

L'analyse se rapportant aux biopsies bénignes nécessite un suivi de deux ans après la mammographie pour déterminer si la femme a subi une biopsie. On doit donc exclure 160 629 dépistages réalisés en 2006. On exclut également tous les dépistages subséquents à une première biopsie bénigne. On obtient donc un total de 1 101 930 mammographies de dépistage pour cette analyse.

1.1.2 Modèle statistique

De façon générale, on cherche à estimer la probabilité p d'avoir au moins un événement (faux positif à la mammographie ou biopsie bénigne) pour une femme qui participe à 10 dépistages biannuels à partir de l'âge de 50 ans.

Par définition, on a :

$$p = 1 - \mathbb{P}(\text{aucun événement pour 10 dépistages biannuels}). \quad (1)$$

Si on note

$$q_j = \mathbb{P}(j^{\text{e}} \text{ dépistage sans évén.} \mid \text{aucun évén. dans les } j-1 \text{ premiers dépistages}), \quad (2)$$

alors on peut calculer p en utilisant l'équation suivante :

$$p = 1 - \prod_{j=1}^{10} q_j. \quad (3)$$

Les q_j , $j = 1, \dots, 5$, peuvent être estimées à partir de la base de données du PQDCS. Puisque par la définition (2) des q_j , on s'intéresse seulement à la première occurrence de l'événement pour une même femme, tous les dépistages subséquents à un dépistage avec événement sont exclus des analyses.

On dispose d'information sur le dépistage pour un maximum de 8 années de suivi par femme (de 1998 à 2006), ce qui correspond à un maximum de 5 dépistages biannuels. Le tableau 2 illustre les combinaisons possibles d'âge au dépistage de la femme et du rang de la mammographie. La zone grisée représente les valeurs présentes dans la base de données du PQDCS. Puisqu'on ne dispose pas de 20 années de suivi dans le PQDCS, les probabilités q_j pour $j = 6, \dots, 10$ ne peuvent pas être estimées directement à partir des données. Les '-' représentent les combinaisons impossibles.

Tableau 2 Combinaisons* entre le groupe d'âge et le rang de la mammographie

GROUPE D'ÂGE	RANG									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
50-51	q_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
52-53		q_2	-	-	-	-	-	-	-	-
54-55			q_3	-	-	-	-	-	-	-
56-57				q_4	-	-	-	-	-	-
58-59					q_5	-	-	-	-	-
60-61						q_6	-	-	-	-
62-63							q_7	-	-	-
64-65								q_8	-	-
66-67									q_9	-
68-69										q_{10}

* La zone grisée représente les combinaisons (rang et groupe d'âge) disponibles et utilisées dans la modélisation. Les '-' représentent les combinaisons impossibles lors d'un dépistage régulier à deux ans.

Pour obtenir les probabilités q_j pour les rangs de dépistages non observés dans la base de données du PQDCS (q_6 à q_{10}), on utilise une méthode de projection par modélisation. Pour ce faire, les dépistages observés dans la base de données sont répartis parmi les croisements des catégories des facteurs suivants :

- Antécédent de mammographie lors du dépistage initial (oui/non),
- Groupe d'âge lors du dépistage (par intervalle de 2 ans),
- Rang de la mammographie (1-5 pour les faux positifs et 1-4 pour les biopsies bénignes),
- Année de la mammographie (1998-2006 pour les faux positifs et 1998-2005 pour les biopsies bénignes),
- Antécédents de biopsie lors du dépistage initial du PQDCS¹.

Cette méthode utilise toutes les données disponibles (zone grisée du tableau 2) pour estimer les tendances dans les probabilités q_j à l'aide d'un modèle de régression log-binomial. Ce dernier suppose un effet linéaire du rang avec un effet spécifique à la mammographie initiale tout en prenant en compte le groupe d'âge, l'année et une interaction entre les antécédents de mammographie au dépistage initial et le statut initial ou subséquent de la mammographie. Le modèle portant sur les biopsies bénignes contient un effet supplémentaire pour prendre en compte des antécédents de biopsies lors du dépistage initial.

La modélisation permet d'estimer les q_j pour les rangs de dépistage non encore expérimentés chez les femmes participant au PQDCS de façon biannuelle en utilisant la projection de l'effet linéaire du rang. Elle prend en compte la différence observée dans les probabilités d'événement chez les femmes avec ou sans antécédent de mammographie lors de leur dépistage initial de même que l'évolution des proportions au cours des années. Les probabilités prédites sont estimées en utilisant la dernière année disponible, séparément pour les femmes avec ou sans antécédent de mammographie (aussi de biopsie le cas échéant) lors du dépistage initial et pour les combinaisons rang*âge définies précédemment. L'utilisation des probabilités prédites par le modèle permet à la fois d'atténuer la variabilité aléatoire observée dans les données, d'obtenir des probabilités qui se rapprochent plus des tendances actuelles (comparativement à ce qui se passait au début du programme) et d'obtenir des projections pour les rangs de dépistage jamais observés jusqu'à présent.

Puisque les probabilités d'événement varient beaucoup selon le fait d'avoir des antécédents de mammographie lors du dépistage initial, on doit tenir compte de cette caractéristique dans le calcul de la probabilité d'avoir au moins un événement. La probabilité d'expérimenter au moins un événement est donc calculée à l'aide de la formule suivante :

$$p = wp_{\text{ant}} + (1 - w)p_{\overline{\text{ant}}} \quad (4)$$

où w est la proportion de femmes avec antécédent de mammographie lors du dépistage initial dans la cohorte hypothétique,

$p_{\text{ant}} = \mathbb{P}(\text{au moins un événement} \mid \text{antécédent de mammographie})$ et

$p_{\overline{\text{ant}}} = \mathbb{P}(\text{au moins un événement} \mid \text{aucun antécédent de mammographie}).$

¹ Pour les analyses ayant trait aux biopsies bénignes seulement.

Les probabilités p_{ant} et $p_{\overline{ant}}$ sont calculées à l'aide de la formule (3) et des q_j prédits par le modèle de régression pour chacune des catégories du facteur antécédent. La proportion w est estimée par la proportion de femmes avec antécédent de mammographie lors de leur mammographie initiale, pour les femmes ayant passé une mammographie initiale en 2009 entre l'âge de 50 à 51 ans.

Pour les analyses liées aux biopsies, les femmes sont divisées en quatre groupes définis par le croisement des antécédents de mammographie et des antécédents de biopsie et pondérés selon les poids respectifs de chaque catégorie (nombre de femmes pour chaque croisement).

Finalement le nombre de femmes qui expérimenteront au moins un événement au cours d'une participation régulière allant jusqu'à 10 dépistages, pour une cohorte hypothétique de 1 000 femmes, est estimé simplement par :

$$\text{Nombre femmes} = 1000p \quad (5)$$

La figure 1 montre la comparaison entre la probabilité d'événements observés dans le PQDCS (point noir) et celle prédite par le modèle statistique (ligne grise). La figure 1a illustre les résultats de l'analyse sur la probabilité de faux positifs selon le rang de la mammographie, tandis que la figure 1b illustre ceux de l'analyse sur la probabilité d'avoir une première biopsie bénigne. Dans les deux cas, la différence entre les résultats observés et prédits est très faible.

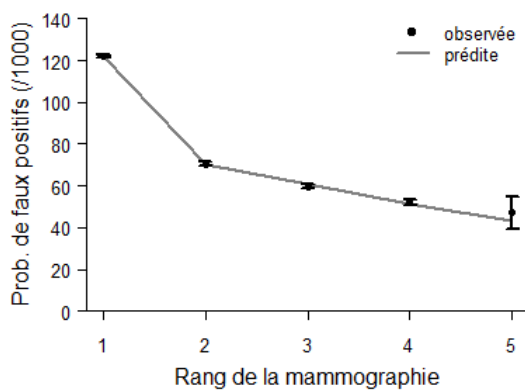


Figure 1a – Faux positifs

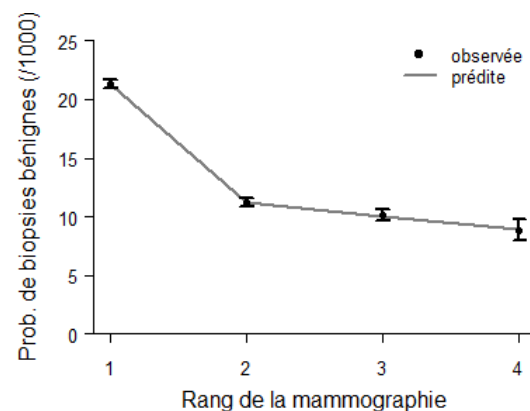


Figure 1b – Biopsies bénignes

Figure 1 Comparaison entre les probabilités d'évènements observées et prédites selon le rang de la mammographie parmi les participantes au PQDCS

1.2 COHORTE SANS DÉPISTAGE

1.2.1 Sources de données

L'information sur les femmes sans dépistage provient du jumelage de la cohorte des femmes admissibles au PQDCS avec le fichier des actes liés au sein facturés de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) entre 1987 et 2003. Pour être admissible au

PQDCS dans cette étude, une femme doit être résidente de la province de Québec, être âgée entre 50 et 69 ans, ne pas avoir été diagnostiquée d'un cancer du sein infiltrant ou *in situ* au préalable et ne pas avoir eu de période d'inadmissibilité à la RAMQ.

La cohorte des femmes admissibles au PQDCS a été obtenue par le jumelage de cinq bases de données, soient le fichier de la population admissible à la RAMQ, la base de données du SI-PQDCS, du Fichier des tumeurs du Québec (FTQ), du Fichier des décès du Québec et du fichier d'inadmissibilité à la RAMQ. La base de données ainsi créée contient donc, pour chaque femme admissible au PQDCS entre le 13 mai 1998 et le 31 décembre 2003, la date de naissance, les mammographies dans le PQDCS, les diagnostics de cancer du sein infiltrant ou *in situ* (entre le 13-05-1998 et de 31-12-2004), les décès (entre le 13-05-1998 et de 31-12-2003) et les pertes d'admissibilité à la RAMQ depuis 1987.

La liste des actes liés au sein facturés à la RAMQ contient les actes liés au dépistage, au diagnostic ou au traitement du cancer du sein. Plus particulièrement, elle contient les actes d'investigation en imagerie (mammographies diagnostiques et échographies) ainsi que les biopsies (par forage et chirurgicales). Il est à noter que les échographies réalisées en clinique de radiologie privée ne sont pas facturables à la RAMQ, cette information n'est donc pas disponible.

Après jumelage, la base de données contenait 1 054 120 non participantes entre le 13 mai 1998 et le 31 décembre 2003. Pour estimer la probabilité de subir au moins une investigation bénigne, 95 350 femmes avec une investigation bénigne survenue entre 50 et 69 ans et avant l'implantation du PQDCS ont été exclues. Pour les analyses portant sur les biopsies bénignes, 23 076 femmes avec une biopsie bénigne survenue entre 50 et 69 ans et avant l'implantation du PQDCS ont été exclues.

1.2.2 Modèle statistique

On s'intéresse aux événements survenant chez des femmes qui n'ont jamais participé au PQDCS. Toutes les femmes sont considérées non participantes au PQDCS jusqu'à la date de leur première mammographie dans le programme. Les femmes de la cohorte commencent à être à risque de subir un événement (une investigation bénigne ou une biopsie bénigne) à partir du moment où elles sont admissibles au programme, c'est-à-dire à l'introduction du programme (le 13 mai 1998) ou le jour de leur 50^e anniversaire s'il est survenu après le 13 mai 1998 (figure 2).

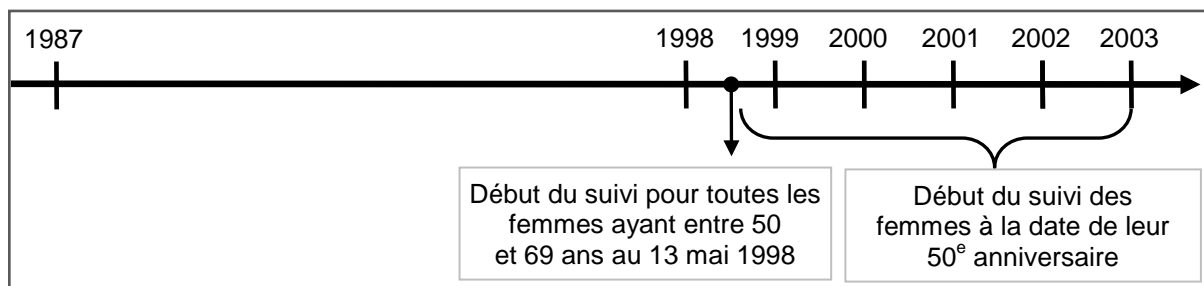


Figure 2 Illustration du début de suivi sans dépistage

La probabilité cumulée d'événements sur la période de 50 à 69 ans est calculée selon le même principe que pour la cohorte avec dépistage (éq. (1)), mais en évoluant année par année plutôt que dépistage par dépistage. On remplace donc l'équation (2) par $1 - p_a$, où :

$$p_a = P(\text{Événement à l'âge } a \mid \text{aucun événement entre l'âge 50 et } a-1) \quad (6)$$

pour obtenir

$$P(\text{au moins un événement entre 50 et 69 ans}) = 1 - \prod_{a=50}^{69} (1 - p_a) \quad (7)$$

Les différents suivis possibles sont illustrés à la figure 3. L'idée est de diviser le suivi des femmes selon l'âge de la femme et l'année du calendrier. Comme on s'intéresse à la survenue d'un premier événement, il faut connaître les antécédents d'événements survenus entre l'âge de 50 ans et l'admissibilité au programme, principalement pour les femmes qui débutent leur suivi après l'âge de 50 ans. Par exemple, les femmes ayant eu une biopsie bénigne entre l'âge de 50 ans et le début du suivi devraient être exclues du calcul des p_a pour les probabilités de biopsies bénignes. Puisque la base de données contient les actes médicaux liés au sein reçus entre 1987 et 2003, soit 11 années avant l'implantation du programme, nous disposons d'une information complète pour les femmes âgées entre 50 et 61 ans au début du suivi. Cependant, notre information est incomplète pour celles âgées entre 62 et 69 au début du suivi (figure 3). Pour ces dernières, on fait donc le postulat qu'une femme qui n'a pas eu d'événement depuis 1987 (au moins 11 années de suivi) a la même probabilité d'expérimenter cet événement dans l'année suivante qu'une femme du même âge qui n'a pas eu d'événement depuis 50 ans.

Les probabilités conditionnelles p_a sont estimées par âge et année de calendrier à partir des taux.

$$Taux_{a,y} = \frac{\text{Nombre de femmes avec un 1}^{\text{er}} \text{ événement à l'âge } a \text{ et l'année } y}{\text{Total des personnes-année à risque à l'âge } a \text{ et l'année } y} \quad (8)$$

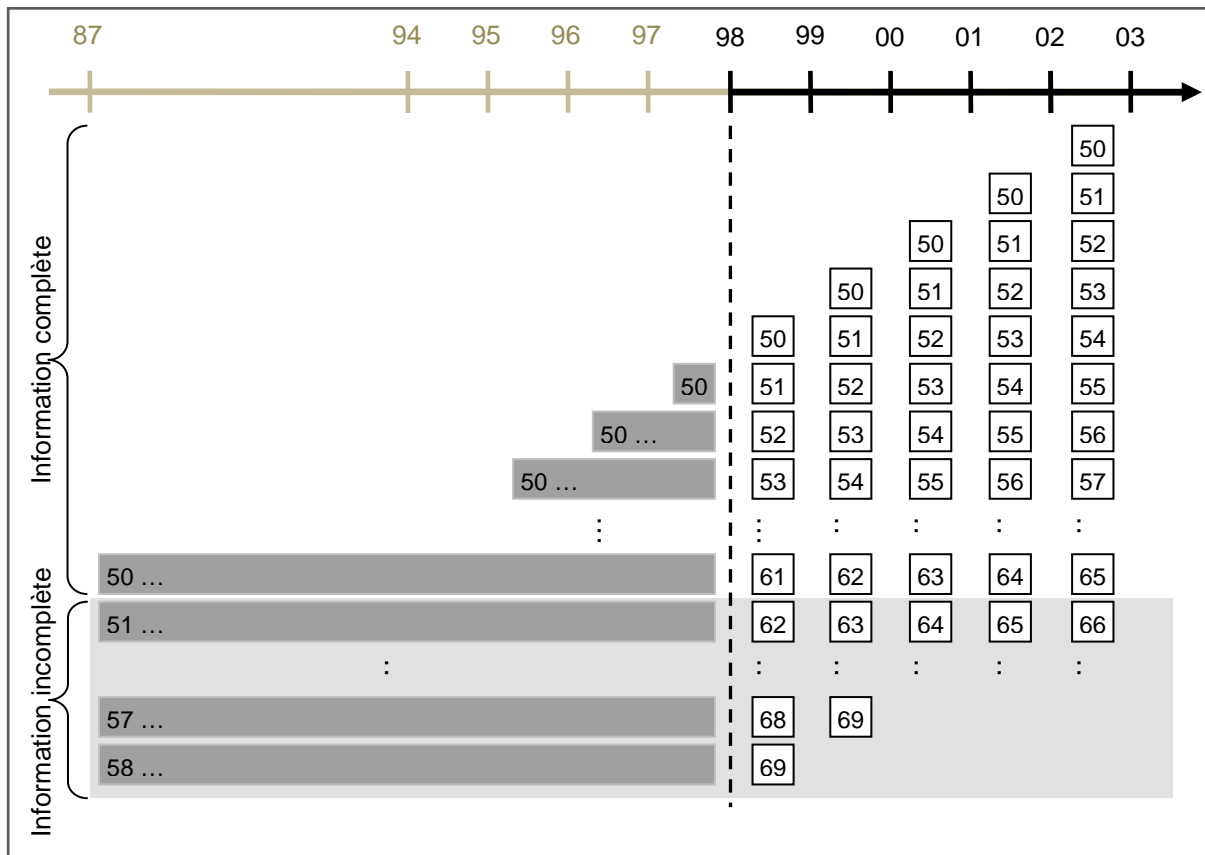


Figure 3 Illustration des différents scénarios possibles de suivi sans dépistage découpés par âge et année de calendrier

Les taux observés sont lissés en utilisant un modèle log-Poisson avec comme variables prédictives l'âge de la femme et l'année de calendrier. Les valeurs prédites des taux sont utilisées pour calculer les probabilités p_a pour chaque année y de la façon suivante :

$$p_{a,y} = e^{-T\widehat{aux}_{a,y}}. \quad (9)$$

Les probabilités sont finalement cumulées à l'aide de l'équation (7).

La figure 4 compare la probabilité d'événements observés (point noir) à celle prédite par le modèle statistique (ligne grise) pour chaque groupe d'âges parmi les non participantes au programme. La figure 4a illustre les résultats de l'analyse sur la probabilité d'avoir un premier épisode d'investigation bénigne (faux positifs) selon l'âge de la femme, tandis que la figure 4b illustre ceux de l'analyse sur la probabilité d'avoir une première biopsie bénigne. Ces graphiques montrent la forte capacité du modèle statistique à prédire les probabilités d'événements survenus chez les non participantes.

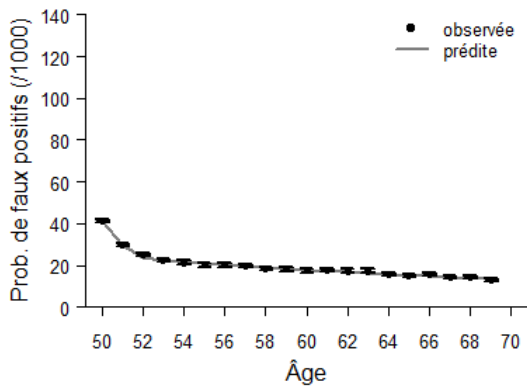


Figure 4a – Faux positifs

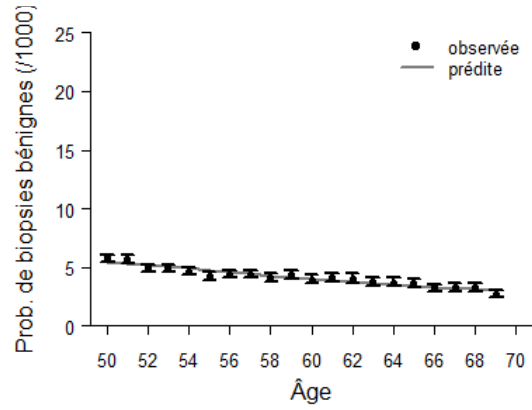


Figure 4b – Biopsies bénignes

Figure 4 Comparaison entre les probabilités d'évènements observées et prédites selon le groupe d'âge des non participantes

2 RÉSULTATS

La figure 5 montre les résultats des modèles statistiques appliqués à deux cohortes de 1 000 femmes, l'une avec dépistage et l'autre sans, suivies pendant 20 ans. Afin de présenter les deux cohortes sur le même graphique, nous avons attribué le résultat issu du premier dépistage de la femme au groupe d'âge 51 ans, son deuxième dépistage à 53 ans et ainsi de suite jusqu'à son 10^e dépistage à 69 ans. La figure 5a illustre les résultats de l'analyse sur la probabilité cumulée d'avoir une investigation bénigne (faux positifs) selon l'âge de la femme, tandis que la figure 5b illustre ceux de l'analyse sur la probabilité cumulée d'avoir une première biopsie bénigne. La différence entre les deux courbes représente l'excédant attribuable au dépistage. Nous remarquons que l'écart final est largement attribuable au premier dépistage de la femme.

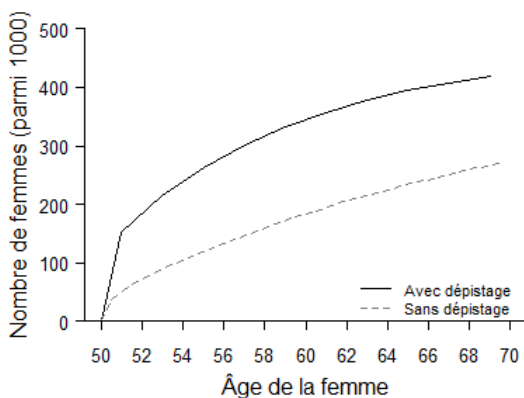


Figure 5a – Nombre de faux positif cumulés

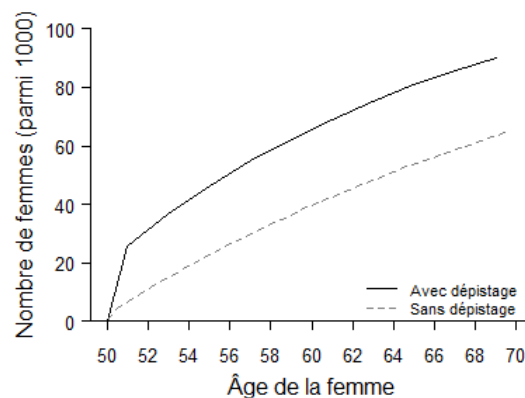


Figure 5b – Nombre de biopsies bénignes cumulées

Figure 5 Comparaison du nombre d'évènements cumulés entre une cohorte de 1 000 femmes participantes au programme et 1 000 femmes non participantes

Le tableau 3 présente les résultats finaux de la simulation des deux cohortes après 20 ans de suivi. Les chiffres correspondent à la dernière valeur des courbes de la figure 5. Nous observons, dans la cohorte de 1 000 femmes dépistées aux deux ans, que 418 auront au moins une investigation bénigne au cours d'un suivi de 20 ans comparativement à 271 dans la cohorte sans dépistage. Ces résultats indiquent que, sur 1 000 femmes, 147 femmes supplémentaires auront au moins une investigation bénigne dans la cohorte de femmes dépistées comparativement à la cohorte de femmes non dépistées. De plus, dans la cohorte des femmes dépistées aux deux ans, 90 auront au moins une biopsie bénigne comparativement à 65 dans la cohorte sans dépistage, pour un ajout de 25 femmes avec au moins une biopsie.

Tableau 3 Nombre cumulatif de femmes, avec ou sans dépistage, qui auront un événement au cours de 20 années de suivi

	Cohorte de 1 000 femmes AVEC dépistage aux deux ans de l'âge de 50 à 69 ans	Cohorte de 1 000 femmes SANS dépistage de l'âge de 50 à 69 ans
	Nombres	Nombres
Nombre de femmes qui doivent subir, au moins une fois, des examens au sein sans qu'un cancer soit diagnostiqué (Faux positif)	418	271
Nombre de femmes ayant au moins une biopsie (par forage ou chirurgicale) au sein sans que cet examen révèle la présence d'un cancer (Biopsie bénigne)	90	65

3 DISCUSSION

Les simulations réalisées dans ce projet servent à estimer ce qui pourrait se produire dans deux cohortes fictives de femmes, l'une avec dépistage et l'autre sans dépistage, si les conditions observées actuellement au Québec se maintenaient pour 20 ans. Parmi la cohorte de 1 000 femmes soumises à une mammographie de dépistage aux deux ans de l'âge de 50 à 69 ans, nous estimons que 418 (41,8 %) d'entre elles auraient eu au moins une investigation pour anomalie sans diagnostic de cancer du sein (faux positifs à la mammographie) et 90 (0,9 %) femmes auraient eu au moins une biopsie bénigne. Parmi la cohorte simulée de 1 000 femmes qui ne participent pas au dépistage durant cette même période mais qui auraient eu accès à une mammographie hors programme, 271 femmes auraient eu au moins un faux positif à la mammographie et 65 auraient eu au moins une biopsie bénigne. Il en résulte que, dans la cohorte de 1 000 femmes qui participent au dépistage systématique 147 femmes de plus auraient au moins un faux positif et 25 de plus auraient au moins une biopsie bénigne comparativement aux non participantes.

Une revue de la littérature a été effectuée afin d'identifier les études qui ont estimé la probabilité d'avoir au moins un faux positif ou une biopsie bénigne sur un total de 10 mammographies de dépistage (voir annexe 1). Les études varient considérablement en ce qui concerne les modèles statistiques développés, les méthodes d'estimation utilisées, la fréquence du dépistage postulée, les groupes d'âge considérés ainsi que la période d'extraction des données. Ces différences rendent difficile la généralisation des résultats. Cependant, nous observons que les estimations basées sur des données européennes donnent une proportion cumulative de femmes avec au moins un faux positif sur un total de dix cycles de dépistages beaucoup plus faible (8-32 %) que celles basées sur des données américaines ou canadiennes (29-63 %). Nos résultats sont concordants avec les estimations basées sur des données américaines et canadiennes.

Pour la cohorte avec dépistage, nos données observées portent sur les rangs 1 à 5 pour l'analyse des faux positifs et des rangs 1 à 4 pour l'analyse des biopsies bénignes. Nous avons fait une projection pour les rangs manquants (non observés). Cette projection tient compte de l'expérience de toutes les participantes du Québec, peu importe le nombre de dépistages qu'elles ont eu et l'âge où elles ont débuté leur dépistage. De plus, notre simulation est basée sur des modèles qui ont été ajustés pour plusieurs variables potentiellement confondantes (antécédent de mammographie lors du dépistage initial, âge, rang de la mammographie, année de la mammographie, antécédents de biopsie lors du dépistage initial).

Pour la cohorte de femmes non dépistées, les probabilités ont été estimées selon l'âge et l'année de calendrier sur la base des données sur les non participantes au dépistage. Les données sur les antécédents de mammographie ou de biopsie étaient disponibles seulement à partir de 1987, par conséquent notre information sur ces antécédents est incomplète pour les femmes âgées entre 62 et 69 ans lors de la mise en place du programme en 1998. Nous avons donc émis le postulat qu'une femme qui n'a pas eu d'événement (mammographies faussement positives ou biopsies bénignes) depuis 1987 a la même probabilité d'avoir cet événement qu'une femme du même âge qui n'a jamais eu d'événement depuis l'âge de 50 ans.

Les graphiques comparant les probabilités observées aux probabilités prédites montrent, pour la simulation des cohortes de femmes avec et sans dépistage, une très grande capacité des modèles à prédire les résultats. Cette observation démontre que nos simulations, basées sur ces modèles, semblent bien refléter la réalité québécoise. Nos simulations se sont limitées à l'estimation de la proportion cumulative de faux positifs et de biopsies bénignes. D'autres événements indésirables, tels que le surdiagnostic ou la probabilité d'avoir un cancer d'intervalle n'ont pas été estimés.

En conclusion, nos simulations estiment que, selon les données québécoises actuellement disponibles, les femmes ayant un dépistage aux deux ans sur une durée de 20 ans ont une probabilité de 41,8 % d'avoir au moins un faux positif et de 9,0 % d'avoir au moins une biopsie bénigne. Ces probabilités sont de 27,1 % et de 6,5 % pour les femmes qui ne participeraient pas au programme de dépistage.

ANNEXE 1

**REVUE DE LITTÉRATURE DES ÉTUDES QUI ONT ESTIMÉ
LE RISQUE CUMULÉ DE FAUX POSITIF OU DE BIOPSIE BÉNIGNE
SUR UN TOTAL DE 10 MAMMOGRAPHIES DE DÉPISTAGE**

REVUE DE LITTÉRATURE DES ÉTUDES QUI ONT ESTIMÉ LE RISQUE CUMULÉ DE FAUX POSITIF OU DE BIOPSIE BÉNIGNE SUR UN TOTAL DE 10 MAMMOGRAPHIES DE DÉPISTAGE

Auteur, année, pays	Modèle statistique	Méthode d'estimation	Ajustement pour l'âge	Rangs observés (estimation des non observés)	Données observées (période, groupe d'âge)	Intervalle recommandée entre les mammographies	Risque cumulé de faux positif (%)	Risque cumulé de biopsie (%)
Elmore (1), 1998, Etats-Unis	Kaplan-meyer	Bayésien	oui	1 à 10	1983-1993, 40-69 ans	1 an	49,1	18,6
Olivotto (2), 1998, C-B, Canada	Kaplan-meyer	Bayésien	oui	1 à 10	1988-1997, 50-69 ans	2 ans	35,1 (50-59 ans) 29,2 (60-69 ans)	-
Hofvind (3), 2004, Norvège	Probabilité d'union d'événements	Empirique	oui	1 à 3 (rang 3 pour estimer 4 à 10)	1996-2002, 50-69 ans	2 ans	20,8	6,2
Njor (4), 2007, Danemark	Probabilité d'union d'événements (avec postulats d'indépendance)	Empirique	non	1 à 5 (rang 5 pour estimer 6 à 10)	Fyn : 1993-2003, Copenhague : 1991-2001 50-69 ans	2 ans	Fyn : 8,1 Copenhague : 15,8	-
Molins (5), 2009, Espagne	Risques cumulés	« Discrete-time hazard »	oui	1 à 4 (rang 4 pour estimer 5 à 10)	1996-2003, 50-69 ans	2 ans	32,2	-
Hubbard (6), 2010, Etats-Unis	Marginal	Maximum de vraisemblance	non	1 à 13 (projection linéaire)	1994-2005, 40-69 ans	1 an	63,3	-
Roman (7), 2011, Espagne	Risques cumulés	« Discrete-time hazard » avec effet aléatoire	oui	1 à 6 (rang 6 pour estimer 7 à 10)	1990-2006, 45-69 ans	2 ans	20,4	1,8
Vandal, 2012, Qc, Canada	Kaplan-meyer	Régression log-binomiale	oui	1 à 5 (projection linéaire)	1998-2006, 50-69 ans	2 ans	41,8	9,0

Bibliographie

1. Elmore JG *et al.* Ten-year risk of false positive screening mammograms and clinical breast examinations. *N Engl.J Med* 1998;338:1089-96.
2. Olivotto IA, Kan L, Coldman AJ. False positive rate of screening mammography. *N Engl.J Med* 1998;339:560.
3. Hofvind S, Thoresen S, Tretli S. The cumulative risk of a false-positive recall in the Norwegian Breast Cancer Screening Program. *Cancer* 2004;101:1501-7.
4. Njor SH *et al.* Predicting the risk of a false-positive test for women following a mammography screening programme. *J Med Screen* 2007;14:94-7.
5. Molins E *et al.* Effect of participation on the cumulative risk of false-positive recall in a breast cancer screening programme. *Public Health* 2009;123:635-7.
6. Hubbard RA, Miglioretti DL, Smith RA. Modelling the cumulative risk of a false-positive screening test. *Stat Methods Med Res* 2010;19:429-49.
7. Roman R *et al.* Effect of protocol-related variables and women's characteristics on the cumulative false-positive risk in breast cancer screening. *Ann Oncol* 2012;23:104-11.

*Institut national
de santé publique*

Québec

