



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 c	Différence des valeurs discriminantes c 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	Variables 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).

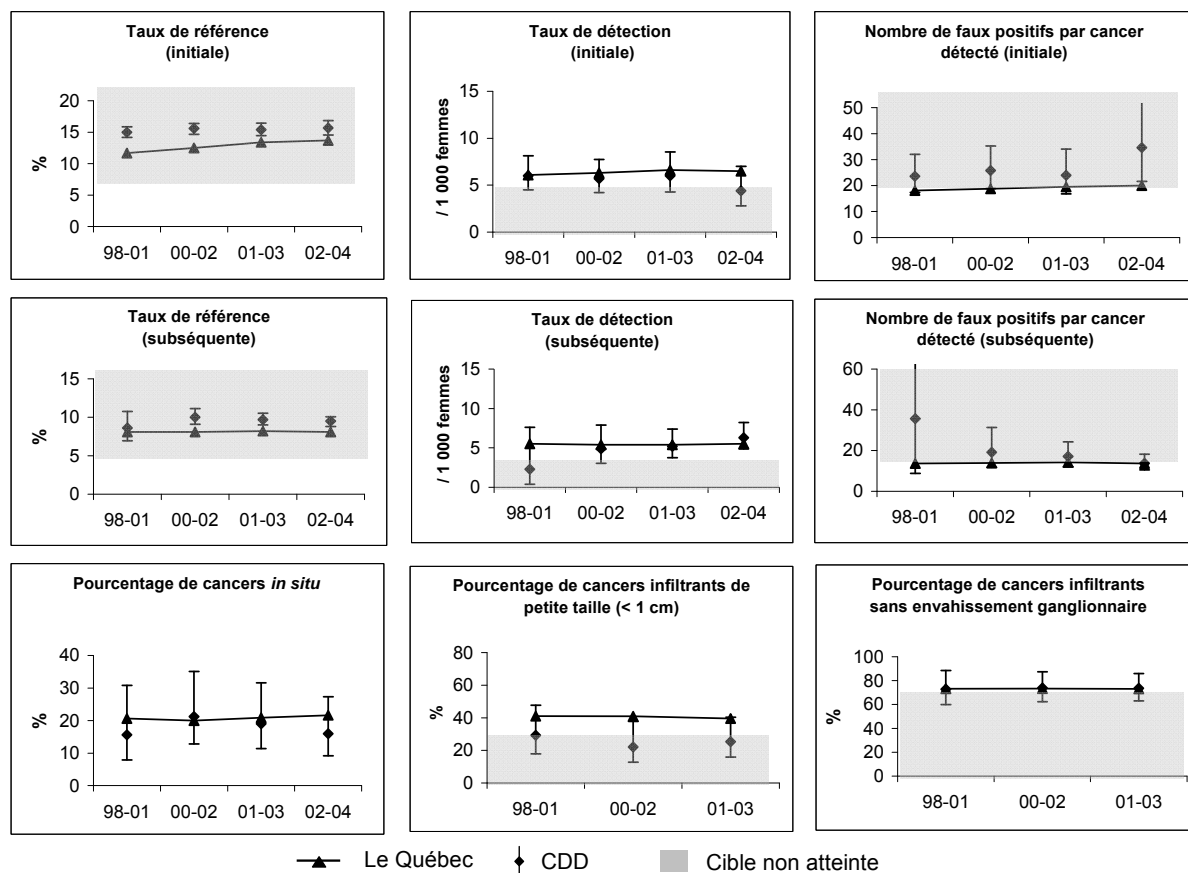
Chaque point sur les graphiques représente la performance sur une période de trois ans. Par exemple, les points situés au-dessus de la catégorie « 02-04 » donne les résultats pour les années 2002, 2003 et 2004 combinées. Il n'y a que la catégorie « 98-01 » qui regroupe plus de trois années, cette exception 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

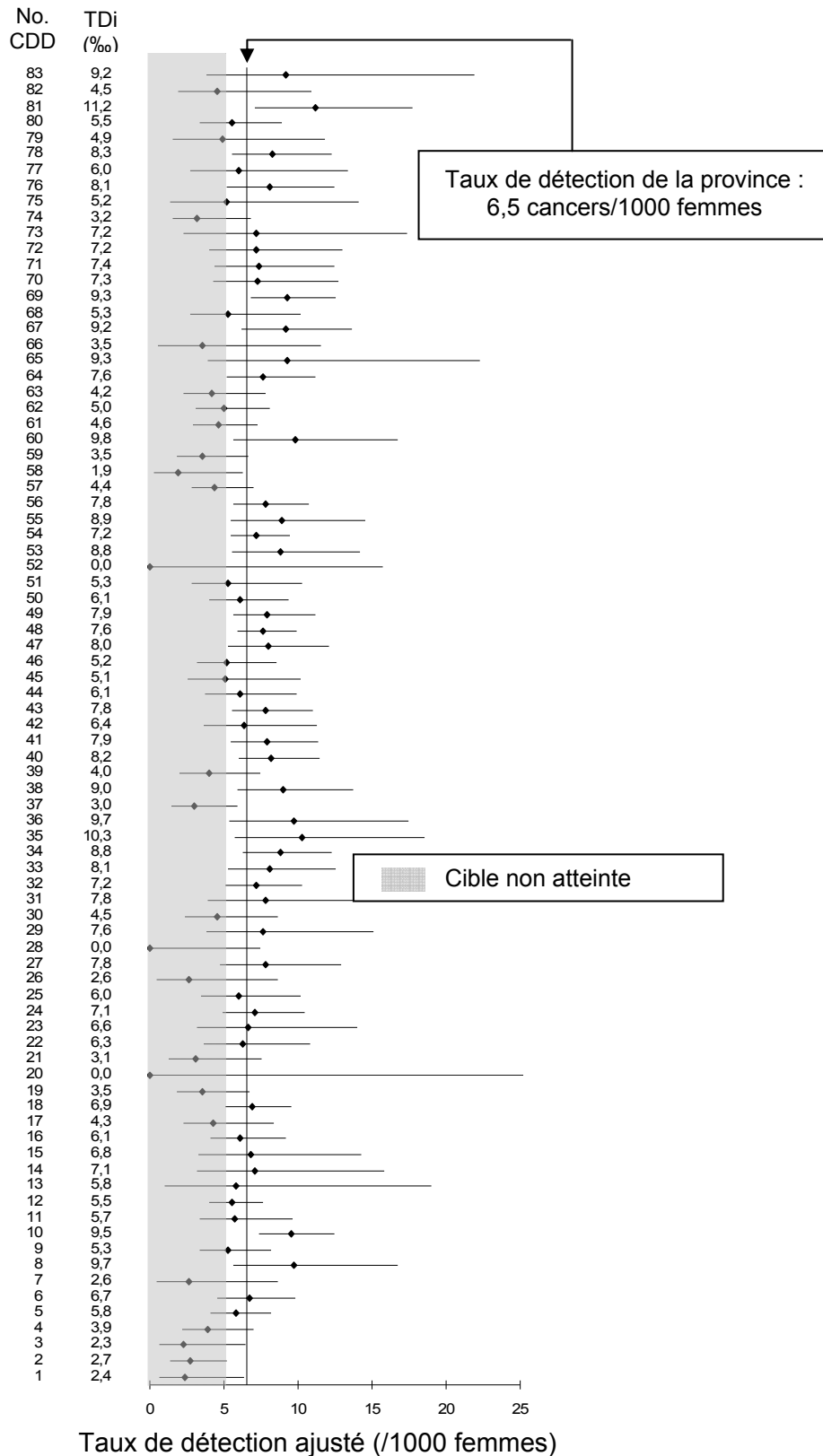
Cette section a pour but de proposer une figure qui permet, pour un indicateur et une période donnée, de présenter simultanément la performance de tous les CDD. Cette figure permettra de comparer, pour une période de trois ans, la performance de chaque CDD à la moyenne du Québec ainsi qu'à la cible du 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	$\frac{\text{Nombre de cancers sans envahissement ganglionnaire}}{\text{Nombre de cancers infiltrants avec évidence}} \times 100$

