

Maladies chroniques au Canada

Volume 29 • numéro 1 • 2008

Dans ce volume

- 1 **Littératie et numératie en matière de santé : facteurs clés dans la compréhension du risque de cancer**
L Donelle, J Arocha, L Hoffman-Goetz
- 10 **Le dépistage du cancer colorectal au Canada : Résultats d'une enquête nationale**
MJ Sewitch, C Fournier, A Ciampi, A Dyachenko
- 24 **Surveillance des accidents vasculaires cérébraux au Manitoba, Canada : Estimations fondées sur des bases de données administratives**
DF Moore, LM Lix, MS Yogendran, P Martens, A Tamayo
- 34 **Sources de données des populations utilisées en surveillance des maladies chroniques**
LM Lix, MS Yogendran, SY Shaw, C Burchill, C Metge, R Bond
- 43 **Deuxième Enquête sur l'exposition au soleil : Rapport de l'atelier**
Bronwen Waller, Erin Pichora, Loraine Marrett
- 47 **Annonces**




Agence de la santé
publique du Canada

Public Health
Agency of Canada

Canada



 Agence de la santé
publique du Canada Public Health
Agency of Canada

Canada ¹⁰⁰

ÊTES-VOUS À LA FINE POINTE DES RECHERCHES SUR LA PRÉVENTION DES MALADIES CHRONIQUES?

Maladies chroniques au Canada :
Recherche. Intervention. Prévention.

La revue évaluée par les pairs de l'Agence de la santé publique.

Abonnez-vous aujourd'hui! Soumettez-y vos manuscrits!

Appel spécial : Manuscrits relatifs à la recherche interventionnelle sur les
maladies chroniques. cdic-mcc@phac-aspc.gc.ca

www.santepublique.gc.ca/mcc



Maladies chroniques au Canada

une publication de l'Agence de la santé
publique du Canada

Comité de rédaction de MCC

Sylvie Stachenko
Rédactrice scientifique principale
(613) 946-3537

Howard Morrison
Rédacteur scientifique adjoint
(613) 941-1286

Robert A Spasoff
Rédacteur scientifique adjoint

Claire Infante-Rivard
Rédactrice scientifique adjointe

Elizabeth Kristjansson
Rédactrice scientifique adjointe

Michelle Tracy
Gestionnaire de la rédaction
(613) 954-0697

Jacques Brisson
Université Laval

Neil E Collishaw
Médecins pour un Canada sans fumée

James A Hanley
Université McGill

Clyde Hertzman
University of British Columbia

C Ineke Neutel
Université d'Ottawa
Institut sur la santé des personnes âgées

Kathryn Wilkins
Division des statistiques sur la santé,
Statistique Canada

Maladies chroniques au Canada (MCC) est une revue scientifique trimestrielle mettant au point les données probantes actuelles sur la prévention et la lutte contre les maladies chroniques (c.-à-d. non transmissibles) et les traumatismes au Canada. Selon une formule unique et depuis 1980, la revue publie des articles soumis à l'examen par les pairs des auteurs et provenant des secteurs tant public que privé et comprenant des recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement, et l'économie ou les services de la santé. Tous les articles de fond sont soumis à l'examen par les pairs des auteurs; les autres types d'articles ne le sont pas. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas forcément celles du Comité de rédaction de MCC, ni celles de l'Agence de la santé publique du Canada.

Maladies chroniques au Canada
Agence de la santé publique du Canada
130, chemin Colonnade, Indice de l'adresse
: 6501A
Ottawa (Ontario) K1A 0K9
Télécopieur : (613) 941-3605
Courriel : cdic-mcc@phac-aspc.gc.ca

Indexée dans Index Medicus/MEDLINE

Promouvoir et protéger la santé des Canadiens grâce au leadership, aux partenariats, à l'innovation et aux interventions en matière de santé publique
— Agence de la santé publique du Canada

Publication autorisée par le ministre de la Santé.
© Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2008
ISSN 0228-8702

Also available in English under the title: *Chronic Diseases in Canada*

Littératie et numératie en matière de santé : facteurs clés dans la compréhension du risque de cancer

L Donelle, Ph.D. (1); J.F. Arocha, Ph.D. (2); L Hoffman-Goetz, Ph.D. (2)

Résumé

En cette ère de maladies chroniques et de prise de décision partagée, les personnes sont encouragées à participer à la prise de décisions concernant leurs soins de santé. La littératie (y compris la numératie) en matière de santé est essentielle à une participation significative, et elle est reconnue comme étant un déterminant de la santé. Cette étude visait à décrire l'influence de la littératie, soit les habiletés en lecture de textes suivis et en mathématiques, de l'angoisse des mathématiques, du niveau d'instruction et du contexte de l'information sur la capacité du participant de comprendre l'information sur la prévention du cancer colorectal diffusée sur Internet. Des données sur la littératie, la numératie et l'angoisse des mathématiques, de même que des données démographiques, ont été recueillies pour 140 Canadiens âgés de 50 ans et plus. Les participants ont obtenu des résultats satisfaisants en littératie (STOFHLA), des résultats élevés en numératie (STOFHLA), ils ont présenté des niveaux moyens de numératie en matière de santé, des niveaux faibles de numératie en général et une angoisse des mathématiques modérée. Ils avaient une meilleure compréhension de l'information courante (9,14/11) sur le cancer colorectal comparativement à l'information peu courante (7,64/11) ($p < 0,01$). La littératie, la numératie, l'angoisse des mathématiques et le niveau d'instruction expliquaient 60 % de la variation dans les résultats obtenus par les participants en ce qui concerne la compréhension de l'information. Il faut présenter un niveau de numératie allant d'un niveau élémentaire à un niveau avancé pour pouvoir comprendre l'information sur les risques liés au cancer diffusée sur Internet. La littératie améliore la numératie lorsque le sujet est moins bien connu. Ces constatations soulignent l'importance de présenter sur Internet de l'information en matière de santé qui tient compte de différents niveaux de littératie et de numératie.

Mots clés : communication, risque, Internet, tumeurs, littératie, numératie en matière de santé

Introduction

La littératie en matière de santé est essentielle pour comprendre l'information dans le domaine de la santé, et elle est définie comme « la mesure dans laquelle les individus sont capables d'obtenir, d'assimiler et de comprendre les renseignements et services de base en santé nécessaires à la prise de décisions appropriées dans le domaine de la santé »¹ [notre traduction]. De plus, selon l'Agence de la santé publique du Canada, la littératie est un important déterminant de la santé². Pourtant, un

grand nombre d'adultes affichent un faible niveau de littératie et de numératie en matière de santé. En particulier, les personnes âgées sont plus nombreuses que les jeunes à afficher un faible niveau de littératie³⁻¹⁴. Le pourcentage estimatif des personnes âgées présentant un niveau de littératie en santé insuffisant ou faible varie, allant de 34 % chez les personnes âgées de 65 ans et plus^{4,7,14} à 81 % chez celles qui ont 60 ans et plus¹³. Le faible niveau de littératie en matière de santé est considéré comme un obstacle majeur à

la compréhension des diagnostics et des protocoles de traitement chez les personnes âgées¹³⁻¹⁵.

Jusqu'à récemment, la littératie en matière de santé était décrite principalement comme la capacité de comprendre la lecture, la numératie en matière de santé ne présentant que peu d'intérêt pour les chercheurs¹⁶. La numératie en santé désigne « la mesure dans laquelle les personnes sont capables d'obtenir, d'assimiler, d'interpréter, de communiquer et d'utiliser l'information numérique, quantitative, graphique, biostatistique et probabiliste requise pour prendre des décisions éclairées en matière de santé »¹⁶ [notre traduction]. Les rapports publiés sur la compétence en mathématiques dans le contexte des soins de santé font état de compétences insuffisantes chez les jeunes adultes^{9,17,18} et les adultes plus âgés^{12,19}. Les patients atteints de cancer qui ont un niveau de compétence faible en mathématiques seraient moins en mesure d'évaluer correctement les risques de cancer en général, de même que dans leur cas en particulier^{10,17,20}.

Le cancer colorectal est la quatrième cause de cancer chez les Canadiens et la deuxième principale cause de décès par cancer²¹. Le nombre de nouveaux cas de cancer colorectal continuera d'augmenter en raison du vieillissement de la population²¹. Bien que des programmes de dépistage du cancer colorectal aient été introduits dans certaines provinces, aucun programme national de dépistage du cancer colorectal n'a encore été mis en œuvre au Canada. Par conséquent, on encourage l'éducation en matière de santé

Coordonnées des auteurs

1 Faculté des sciences de la santé, Université de Western Ontario, London (Ontario)

2 Département d'études en santé et gérontologie, Faculté des sciences appliquées en santé, Université de Waterloo, Waterloo (Ontario)

Correspondance : Laurie Hoffman-Goetz, Département d'études en santé et gérontologie, Faculté des sciences appliquées en santé, Université de Waterloo, 200 University Avenue West, Waterloo (Ontario) N2L 3G1, Téléc. : 519 746 2510, Courriel : lhgoetz@healthy.uwaterloo.ca

et la vigilance des patients concernant la sensibilisation au risque et le dépistage préventif. La capacité de comprendre l'information sur le cancer est une compétence essentielle dans le domaine des soins de santé; elle permet aux patients d'engager un véritable dialogue avec les fournisseurs de soins en vue d'évaluer leur propre risque de maladie et de convenir des pratiques les plus pertinentes selon ce risque^{23,24}. La prise de décision partagée dans le cadre du traitement du cancer acquiert une importance toute particulière lorsqu'un grand nombre d'options thérapeutiques sont offertes, et lorsqu'il faut évaluer différents avantages et risques dans un contexte d'incertitude²⁵. En tant que composante de la prise de décision, la compréhension du risque met en jeu la capacité d'évaluer la gravité des préjudices potentiels qui, elle, dépend de la compréhension du message relatif à la santé et des estimations chiffrées du risque²⁶.

Le niveau d'angoisse des mathématiques²⁷ et le niveau d'instruction des participants sont d'autres facteurs qui influent généralement sur le niveau de numératie. La capacité de comprendre le risque dépend également de l'expérience passée et de la connaissance du sujet^{8,28-30}. Elle peut en outre dépendre du degré de connaissance des termes et des concepts associés au risque qui constituent un vocabulaire spécialisé³¹⁻³². Les différentes expériences dans le domaine des soins de santé peuvent également fournir à la personne un contexte qui l'aidera à mieux comprendre le sens du message lié aux soins de santé.

Étant donné que les Canadiens utilisent de plus en plus Internet comme point d'accès à l'information dans le domaine de la santé²², la présente étude visait à déterminer l'influence de la littératie (compréhension des textes suivis), de la numératie – en général et dans le contexte de la santé –, de l'angoisse des mathématiques, du niveau d'instruction et de la connaissance du sujet sur la capacité des adultes âgés de comprendre l'information sur le risque de cancer diffusée sur Internet.

Méthodologie

Participants et procédures

Un échantillon de commodité composé de 140 adultes âgés a été recruté dans des collectivités du Sud de l'Ontario. Pour pouvoir participer à l'étude, les personnes devaient remplir les conditions suivantes : 1) avoir entre 50 et 90 ans, 2) résider de façon autonome dans la collectivité, et 3) pouvoir lire et comprendre l'anglais. Les personnes ont participé à l'étude sur une base volontaire après avoir été informées qu'elles devraient lire de l'information en anglais sur des questions liées à la santé. Les participants qui avaient reçu un diagnostic de cancer ont été exclus. Les participants ont été recrutés par le biais d'avis affichés dans les bibliothèques publiques régionales et les centres communautaires pour personnes âgées, et d'annonces dans les journaux locaux. Les candidats admissibles ont été invités à participer à une entrevue individuelle d'une durée estimative de 60 à 90 minutes. Des services de transport public étaient disponibles à chaque lieu d'entrevue et tous les lieux étaient accessibles en fauteuil roulant. La première partie de l'entrevue a consisté à obtenir des données démographiques auprès des participants, de même qu'à évaluer leur littératie fonctionnelle en matière de santé³³, leur numératie en général¹⁰, leur numératie en matière de santé⁹ et leur angoisse des mathématiques³⁴. La deuxième partie de l'entrevue visait à évaluer la compréhension de l'information sur le cancer colorectal diffusée sur Internet. Les participants ont reçu une somme de 40 \$ en guise de remboursement de divers frais.

La littératie fonctionnelle en matière de santé a été évaluée au moyen du Short Test of Functional Health Literacy for Adults (STOFHLA)³³. Cette évaluation comprend 36 questions à choix multiples pour le volet littératie, et 4 questions pour le volet numératie. Les bonnes réponses à chacune des questions pour les volets littératie et numératie valent 2 et 7 points respectivement, pour un nombre maximal de 72 points pour le volet littératie, et de 28 points pour le volet numératie. Un résultat de 0 à 55 révèle une littératie fonctionnelle insuffisante en matière de santé; les personnes ayant un

tel résultat ont souvent de la difficulté à comprendre des documents très simples. Un résultat de 56 à 66 révèle un faible niveau de littératie en matière de santé, et un résultat de 67 à 100, un niveau de littératie adéquat³³. Le STOFHLA a un indice de cohérence interne, de fiabilité (alpha de Cronbach = 0,98) et de validité satisfaisant comparativement au TOFHLA ($r_s = 0,91$) et au Rapid Estimate of Adult Literacy in Medicine (REALM) ($r_s = 0,80$)³³.

La numératie en général a été évaluée au moyen d'un questionnaire comprenant trois questions mathématiques générales. Cet instrument évalue la notion de probabilité chez la personne, de même que la capacité de cette dernière de convertir un pourcentage en proportion, et vice versa^{10,12}. Les résultats varient entre 0 et 3. L'indice de cohérence interne de cet instrument est satisfaisant⁹. Les résultats obtenus à l'aide de cet indice de la numératie concordent avec les résultats quantitatifs relatifs à la littérature de la National Adult Literacy Survey (NALS)³⁵.

La numératie en matière de santé a été évaluée au moyen d'un questionnaire comprenant huit questions⁹. L'échelle mesure la capacité des participants de distinguer les différences dans l'ampleur des risques pour la santé et d'effectuer des opérations mathématiques utilisant des pourcentages et des proportions dans le contexte de la santé⁹. Les participants obtenaient 1 point par bonne réponse; les résultats variaient donc entre 0 et 8. La cohérence interne était satisfaisante (alpha de Chronbach = 0,74, 0,70 et 0,75)⁹.

Enfin, l'angoisse des mathématiques a été évaluée au moyen de l'Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS), un questionnaire comprenant neuf questions et dont la cohérence interne (alpha de Cronbach = 0,90) et la fiabilité de test retest ($r = 0,85$) étaient très satisfaisantes³⁶. Les résultats varient de 1 (niveau d'angoisse faible) à 5 (niveau d'angoisse élevé), pour une note maximale de 45 au test. Dans ce test, les participants doivent indiquer leur niveau d'angoisse dans le contexte d'opérations mathématiques³⁶.

La dernière partie de l'entrevue était consacrée à l'évaluation de la compréhension du risque. Les participants ont lu sur Internet deux articles distincts sur la prévention du cancer colorectal, tirés du site Web de la Société canadienne du cancer (SCC) et ciblant les consommateurs. Ces articles ont été choisis pour leur ressemblance quant au type de cancer, à la taille de la police et à la lisibilité. La sélection des articles affichés sur Internet reposait sur les critères suivants : 1) ≥ 6 ; 2) données numériques, présentées sous forme chiffrée ou narrative; 3) niveau de lecture correspondant à celui de la 12^e année au plus (déterminé au moyen de l'outil d'évaluation de la lisibilité SMOG)³⁷; et 4) longueur maximale de trois pages.

Les chercheurs et les organismes communautaires partenaires en prévention du cancer ont examiné les articles Internet admissibles en vue de déterminer l'information considérée comme « courante » ou « peu courante », et un article a été retenu pour représenter chacune de ces catégories. L'information courante comprenait des renseignements grandement publicisés, facilement accessibles, et qui reprenaient les renseignements de base fournis par la SCC pour tous les types de cancer. Pour les personnes qui cherchent de l'information sur Internet, cette page était l'un des premiers liens d'une liste concernant le cancer colorectal, et le score de lisibilité SMOG correspondait à la 10^e année.

Le deuxième article Internet traitait d'un aspect moins courant du cancer colorectal : la génétique. Le score de lisibilité SMOG de cet article de 1,25 page, correspondait à la 11^e ou à la 12^e année. Malgré la sensibilisation accrue à l'influence de l'hérédité sur la maladie, la compréhension de la génétique par la population est généralement limitée³⁸⁻⁴⁰. L'article Internet de la SCC sur le cancer colorectal et la génétique a donc été choisi pour représenter l'information considérée comme peu courante pour la population en général. Les partenaires communautaires en éducation et en prévention du cancer ont collaboré à la sélection de l'article Internet.

L'article sur Internet a été imprimé sur une feuille 8 ½ par 11, police de caractères 14. Des versions imprimées ont été utilisées afin d'éviter l'effet confusionnel potentiel des divers niveaux de compétence en informatique. Vu que les sites Internet sont souvent mis à jour, les pages imprimées ont permis d'assurer la diffusion d'une information uniforme du début à la fin de l'étude.

Des questions à choix multiples portant sur la littératie et la numératie, basées sur le contenu de l'article Internet, ont été utilisées pour évaluer la compréhension de l'information sur le risque. Le score de lisibilité des questions de compréhension portant sur la littératie et la numératie correspondait à la 8^e ou à la 9^e année. Les questions de compréhension visaient à évaluer la compréhension du message relatif à la santé en fonction de la littératie en matière de santé (p. ex., « Que signifie incidence? »), ainsi que de la numératie en matière de santé (p. ex., « Quel est le pourcentage des hommes qui sont décédés du cancer colorectal? »). L'équipe de recherche a examiné les questions du test de compréhension (contribuant à la validité apparente et à la validité de contenu), et les questions ont fait l'objet d'un essai pilote auprès de 30 adultes âgés, dont les commentaires ont été utilisés dans le cadre de la révision du questionnaire. Les participants pouvaient utiliser librement les articles Internet imprimés pour répondre aux questions de compréhension. La présentation simultanée des deux articles Internet permettait aux participants de choisir celle qu'ils préféraient lire en premier.

Analyse statistique

Toutes les analyses ont été effectuées au moyen du progiciel SPSS, version 14.0 (SPSS, 2005). Les statistiques descriptives et les résultats obtenus par les participants pour la littératie fonctionnelle en matière de santé (STOFHLA), la numératie et l'angoisse des mathématiques ont été résumées. En se servant de l'analyse de régression multiple, les auteurs ont tenu compte des variables réponses suivantes : 1) résultats totaux pour la compréhension du risque, 2) résultats pour la compréhension du risque par suite de la lecture de l'article Internet courant, et 3) résultats

pour la compréhension du risque par suite de la lecture de l'article Internet peu courant. Choisies *a priori*, les variables explicatives comprenaient la littératie fonctionnelle en matière de santé (STOFHLA), la numératie en général, la numératie en matière de santé, l'angoisse des mathématiques et le niveau d'instruction. Les variables explicatives de l'âge, des compétences auto-évaluées en anglais, de la fréquence de lecture, de la compréhension auto-évaluée des statistiques et du revenu ont été incluses dans les modèles de régression subséquents. La variable du sexe a été maintenue dans toutes les équations de régression, indépendamment de la signification statistique de cette variable.

Le test non paramétrique de Wilcoxon pour observations appariées a été utilisé pour déterminer les différences entre les résultats selon qu'ils correspondaient à l'article Internet courant ou à l'article peu courant. Le test de Mann-Whitney U a permis de déterminer les différences dans les résultats selon le sexe. Dans toutes les analyses, une valeur *p* de 0,05 a été utilisée pour indiquer une différence qui ne pouvait vraisemblablement être attribuable au seul fait du hasard.

Résultats

Caractéristiques démographiques des participants

Les participants avaient entre 50 et 90 ans, 65 % d'entre eux ayant entre 50 et 69 ans. Le nombre de femmes était plus élevé ($n = 103$, 73,6 %) que celui des hommes ($n = 37$, 26,4 %), et la majorité des participants étaient à la retraite (63,6 %), étaient instruits (52,9 % détenaient un diplôme d'études collégiales ou universitaires), et leur revenu annuel était faible ($< 35\ 000$ \$; 56,5 %). La plupart des participants ($n = 102$, 72,9 %) possédaient un ordinateur et avaient accès à Internet. Des caractéristiques additionnelles de cet échantillon de commodité sont décrites dans un autre article⁴¹.

Profils de la littératie et de la numératie

Le tableau 1 présente la gamme des résultats concernant les niveaux de littératie en matière de santé (compréhension de textes suivis), de numératie et de l'angoisse

des mathématiques. Il n'y avait pas de différences significatives dans les résultats totaux obtenus au STOFHLA par les hommes, d'une part, et les femmes, d'autre part (Mann-Whitney = 1 797,5, $p = 0,52$), dans les résultats au STOFHLA concernant la littératie (Mann-Whitney = 1 878,5, $p = 0,89$), ou dans les résultats au STOFHLA concernant la numératie (Mann-Whitney = 1 819,5, $p = 0,57$). L'angoisse des mathématiques était moins courante chez les hommes ($\bar{x} = 20,02$, IC à 95 % = 17,71, 22,35) que chez les femmes ($\bar{x} = 25,09$, IC à 95 % = 23,41, 26,77) (Mann-Whitney = 1136,50, $p = 0,001$).

TABEAU 1
Résultats de l'évaluation de la littératie, de la numératie et de l'angoisse des mathématiques

| Variable | Résultats moyens totaux Intervalle de confiance à 95 % |
|-------------------------------|--|
| Littératie STOFHLA | 63,5/72 (61,54, 65,45) |
| Numératie STOFHLA | 26,20/28 (25,58, 26,81) |
| Numératie en matière de santé | 5,9/8 (5,54, 6,20) |
| Angoisse des mathématiques | 23,8/45 (22,37, 25,21) |
| Total STOFHLA | 89,7/100 (87,47, 91,93) |
| Variable | Total % |
| Niveau STOFHLA | Insuffisant = 2 Faible = 7 Suffisant = 91 |
| Numératie en général | 0-1 correct = 55 2 correct = 29 3 correct = 16 |

Évaluation subjective du risque par les participants

On a demandé aux participants de répondre à des questions visant à évaluer subjectivement leur risque de développer le cancer colorectal. Presque 59 % d'entre eux ont répondu qu'une probabilité de 1 sur 16 de souffrir de cette maladie au cours de leur vie constituait un risque élevé (choix de réponse = faible, moyen, élevé). Plus des trois quarts des participants (76 %) ont indiqué qu'ils subiraient un test de dépistage du cancer colorectal si leur risque de développer cette maladie au cours de leur vie était de 1 sur 14 pour les hommes et de 1 sur 16 pour les femmes.

Trente pour cent des participants ont été incapables de donner des exemples de membres de la famille du premier degré. Les participants présentant un niveau satisfaisant de littératie fonctionnelle en matière de santé ont mieux répondu à cette question que ceux présentant des niveaux de littératie fonctionnelle en matière de santé inférieurs ($\chi^2 = 10,02$, dl = 2, $p = 0,004$).

Compréhension du risque

Le résultat moyen pour la compréhension globale du risque (associant information courante et peu courante diffusée sur Internet) était de 16,8/22 (IC à 95 % = 16,19, 17,38). On n'a observé aucune différence significative selon le sexe dans les résultats au test de compréhension du risque. Des différences significatives ont cependant été observées dans les résultats obtenus par les participants en ce qui concerne l'information courante et peu courante sur le cancer colorectal diffusée sur Internet (test de Wilcoxon = -7,248, $p < 0,01$). Les personnes ont obtenu de meilleurs résultats en ce qui concerne l'information courante diffusée sur Internet (moyenne = 9,14, IC à 95 % CI = 8,85, 9,44) que l'information peu courante (moyenne = 7,64, IC à 95 % = 7,25, 8,03).

Modèle de régression pour la compréhension du risque

Afin d'évaluer la contribution respective du niveau de littératie en matière de santé selon le STOFHLA, du niveau de numératie en général, du niveau de numératie en matière de santé, de l'angoisse des

mathématiques et du niveau d'instruction (ensemble des variables explicatives *a priori*) aux résultats totaux pour la compréhension du risque, on a réalisé une analyse de régression multiple (voir le tableau 2). Une fois la variable du sexe prise en compte, environ 60 % de la variation dans la compréhension du risque chez les participants (résultats totaux) pouvait être attribuée à l'ensemble des variables explicatives *a priori* suivantes : niveau de littératie selon le STOFHLA, niveau de numératie selon le STOFHLA, niveau de numératie en général, niveau de numératie en matière de santé, angoisse des mathématiques et niveau d'instruction ($F = 27,21$, dl = 7, $p < 0,01$, $R^2 = 0,598$). D'autres modèles tenant compte des variables explicatives du revenu, des compétences auto-évaluées en anglais, de la fréquence de lecture et de la compréhension auto-évaluée des statistiques n'ont pas été utilisés dans le modèle final. Le modèle de régression final, le plus « parcimonieux », incluait le niveau de littératie selon le STOFHLA, le niveau de numératie selon le STOFHLA, le niveau de numératie en matière de santé et l'âge du participant, et il expliquait 57 % de la variation dans les résultats totaux pour la compréhension du risque chez les participants ($F = 35,244$, dl = 5, $p < 0,01$, $R^2 = 0,568$).

Des modèles de régression additionnels ont utilisé les résultats relatifs à la compréhension de l'information courante et peu courante sur le risque en tant que variables-réponses distinctes. Une fois la variable du sexe prise en compte, 38 % de la variation dans la compréhension de l'information courante sur le risque diffusée sur Internet pouvait être attribuée à l'ensemble des variables explicatives *a priori* ($F = 11,08$, dl = 7, $p < 0,01$, $R^2 = 0,377$). D'autres modèles ont révélé que le niveau de numératie selon le STOFHLA, le niveau de numératie en matière de santé et l'âge du participant ont produit le modèle de régression le plus simple ($F = 18,486$, dl = 4, $p < 0,01$, $R^2 = 0,354$). Aucune autre variable explicative n'a contribué d'une manière significative au modèle de régression.

L'ensemble des variables explicatives *a priori* expliquaient 56 % de la variation

dans la compréhension de l'information peu courante sur le risque lié au cancer colorectal diffusée sur Internet ($F = 23,53$, $dl = 7$, $p < 0,01$, $R^2 = 0,562$). Le modèle le plus parcimonieux incluait le niveau de littératie selon le STOFHLA, le niveau de numératie en général, le niveau de numératie en matière de santé, il tenait compte du sexe ($F = 34,675$, $dl = 4$, $p < 0,01$, $R^2 = 0,507$). Aucune autre variable explicative n'a contribué d'une manière significative au modèle de régression.

Les niveaux de littératie et de numératie expliquent presque 60 % de la variation dans les résultats totaux et les résultats concernant la compréhension de l'information peu courante sur le risque de cancer. Seulement 35 % de la variation dans la compréhension de l'information courante sur le risque lié au cancer colorectal peut être attribuée au niveau de numératie (le niveau de littératie n'était pas une variable prédictive significative).

Analyse

Tout en reconnaissant l'influence des caractéristiques du patient (c.-à-d. soutien social, état de santé)^{26,42} et de la présentation (c.-à-d. formulation en termes de gain ou de perte, graphique ou texte)^{31,43,44} sur le niveau de compréhension du risque, cette étude était axée sur l'influence des niveaux de littératie et de numératie, de l'angoisse des mathématiques, du niveau d'instruction et du contexte de l'information sur la capacité des Canadiens âgés de comprendre l'information sur la prévention du cancer colorectal diffusée sur Internet. Bien que les auteurs aient conclu que la compréhension du risque était satisfaisante chez les adultes âgés ayant participé à l'étude, et que ces derniers comprenaient mieux l'information courante que l'information peu courante sur la prévention du cancer, les principaux résultats de l'étude concernent l'influence du niveau de numératie en matière de santé.

À notre connaissance, aucune autre étude publiée n'a évalué, au moyen de l'outil d'évaluation de la numératie en matière de santé, la compréhension du risque d'après l'information sur la prévention du cancer colorectal diffusée sur Internet. Un faible

niveau de numératie en général a été associé à une capacité réduite à évaluer le risque de cancer en général et le risque pour le participant lui-même^{10,11,18,20}. Même

si le niveau de numératie en matière de santé était un prédicteur de la capacité de comprendre tant l'information courante que l'information peu courante sur le

TABLEAU 2
Modèle de régression multiple pour la compréhension de l'information sur le cancer colorectal diffusée sur Internet

| Variable explicative | Information courante sur Internet | Information peu courante sur Internet | Information courante et information peu courante combinées |
|--|-----------------------------------|---------------------------------------|--|
| | β (IC à 95 %) | β (IC à 95 %) | β (IC à 95 %) |
| Sexe | 0,118 (-0,44, 0,67) | 0,30 (-0,36, 0,96) | 0,00 (-0,92, 0,92) |
| Âge | -0,26 (-0,53, -0,006)* | -0,32 (-0,65, 0,009) | -0,678 (-1,14, -0,21)* |
| Littératie STOFHLA | 0,014 (-0,01, 0,04) | 0,07, (0,04, 0,09)** | 0,067 (0,03, 0,11)** |
| Numératie STOFHLA | 0,087 (0,02, 0,16)** | 0,043 (-0,04, 0,13) | 0,10 (-0,017, 0,218) |
| Numératie en général | -0,13 (-0,39, 0,14) | 0,58 (0,28, 0,89)** | 0,466 (-0,002, 0,89) |
| Numératie en matière de santé | 0,401 (0,26, 0,54)** | 0,38 (0,20, 0,56)** | 0,838 (0,60, 1,07)** |
| Angoisse des mathématiques | -0,004 (-0,35, 0,028) | -0,006 (-0,4, 0,031) | -0,01 (-0,06, 0,04) |
| Niveau d'instruction | 0,15 (-0,12, 0,43) | 0,21 (-0,11, 0,53) | 0,363 (-0,09, 0,82) |
| Modèle global | F | dl | R² |
| ± Total – inf. combinée | 27,21 | 7 | 0,598 ** |
| ‡ Total final – inf. combinée | 35,24 | 5 | 0,568 ** |
| ± Inf. courante | 11,08 | 7 | 0,377 ** |
| ‡ ² Final – inf. courante | 18,49 | 4 | 0,354 ** |
| ± Inf. peu courante | 23,45 | 7 | 0,562 ** |
| ‡ ³ Final – inf. peu courante | 34,675 | 4 | 0,507 ** |

Note:

β = Coefficient bêta, IC = intervalle de confiance.

* Significatif à $p < 0,05$.

** Significatif à $p < 0,01$.

± Variables du modèle : littératie STOFHLA, numératie STOFHLA, numératie en général, numératie en matière de santé, angoisse des mathématiques et niveau d'instruction.

‡¹ Modèle final parcimonieux = littératie et numératie STOFHLA, numératie en matière de santé, âge.

‡² Modèle final parcimonieux = numératie STOFHLA, numératie en matière de santé, âge.

‡³ Modèle final parcimonieux = littératie STOFHLA, numératie en général, numératie en matière de santé (le sexe a été pris en compte dans tous les modèles).

cancer colorectal diffusée sur Internet, le niveau de numératie de base (STOFHLA) était seulement un prédicteur de la compréhension de l'information courante sur la prévention diffusée sur Internet. Par contraste, le niveau de numératie en général est un prédicteur de la compréhension de l'information plus complexe ou peu courante, mais non de la compréhension de l'information courante sur le risque de cancer colorectal.

Pour démontrer leur compréhension de l'information courante diffusée sur Internet, les participants devaient repérer, par exemple, la valeur qui désigne « le risque de décès par cancer colorectal chez les hommes » (c.-à-d., 1 sur 14). L'outil d'évaluation de la numératie STOFHLA semble être celui qui concorde le mieux avec le niveau de numératie le plus élémentaire qui consiste à identifier le chiffre⁴¹. Or, les participants qui ont répondu aux questions d'évaluation de la compréhension de l'information courante diffusée sur Internet devaient également avoir un niveau de numératie plus élevé que celui exigé par l'outil STOFHLA, p. ex., pour calculer le pourcentage d'hommes décédés du cancer colorectal, niveau de compétence caractéristique des niveaux avancés du système d'évaluation de la numératie en matière de santé^{16,45}. Bien que l'information peu courante diffusée sur Internet ait également fait appel aux compétences en numératie de niveau élémentaire et avancé des participants, le niveau de numératie selon le STOFHLA n'était pas une variable prédictive significative. Compte tenu du manque de connaissances de la population générale concernant l'influence de la génétique sur le cancer colorectal^{39,40}, un niveau élémentaire n'était peut-être pas suffisant³⁰. Les données établies ont démontré que l'étendue du vocabulaire et la connaissance du domaine contribuent à accroître la compréhension de l'information⁴⁶. La connaissance du sujet améliore également la capacité de la personne de comprendre l'information sur le risque^{8,44,47,48}. Il n'est pas étonnant que le niveau de littératie en matière de santé ait aidé à comprendre uniquement l'information peu courante sur le cancer colorectal. Les mots et expressions utilisés dans

l'information liée à la génétique nécessitaient peut-être la connaissance d'un vocabulaire distinct de celui requis pour comprendre l'article Internet courant. Par conséquent, les personnes qui préparent les messages axés sur la promotion de la santé voudront peut-être répéter les mots moins courants et fournir des exemples des concepts clés⁴⁴. Les capacités interactives attribuables aux sources en ligne sur la santé constituent un excellent moyen d'intégrer de tels appuis à la compréhension.

Comme on s'y attendait, l'âge avancé était un facteur prédictif de résultats plus faibles en ce qui concerne la compréhension de l'information courante et de l'information peu courante combinées dans le cadre de l'évaluation du risque et pour la compréhension de l'information courante sur le risque mais non de l'information peu courante sur le risque. Une évaluation récente de la compréhension de l'information sur le cancer colorectal diffusée sur Internet chez les adultes âgés a également révélé une compréhension limitée du message⁴⁹. Le lien entre l'âge plus élevé et un niveau de littératie et de numératie plus faible a déjà été établi^{12,13,33}. Les résultats actuels sont conformes à ceux d'analyses internationales des niveaux de littératie et de numératie chez les adultes. En fait, il existe une relation inverse entre l'âge et le niveau de littératie, même après avoir pris en compte le niveau d'instruction⁵⁰. L'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) mentionne que le niveau d'instruction n'est pas un prédicteur fiable du niveau de littératie⁵¹. Les auteurs ont également constaté que le niveau d'instruction n'est pas un prédicteur significatif du niveau de littératie dans la présente étude. Bien que le niveau d'instruction joue un rôle clé dans l'acquisition des compétences en littératie et en numératie, les données indiquent que le lien entre le niveau d'instruction et les compétences en littératie dépend également d'autres facteurs (c.-à-d. éducation continue, expérience professionnelle, motivation, changements cognitifs) qui contribuent à l'acquisition, au maintien et à la perte des compétences en littératie au cours de la vie⁵¹. En fait, le niveau d'instruction en tant

que mesure de remplacement des compétences des adultes en littératie peut entraîner une erreur majeure⁵¹.

Environ 76 % des participants ont indiqué qu'ils subiraient un test de dépistage du cancer colorectal s'ils connaissaient leur risque de développer cette maladie au cours de leur vie. Cependant, des statistiques récentes indiquent que le taux de tests de dépistage du cancer colorectal chez les adultes canadiens âgés de 50 ans et plus est inférieur à 15 %²¹. Tout en reconnaissant l'incohérence entre le nombre réel de tests de dépistage du cancer colorectal et le nombre de personnes ayant l'intention de subir un test de dépistage, le nombre d'adultes âgés exprimant leur intention de subir un dépistage préventif après avoir lu de l'information sur le risque lié au cancer colorectal était prometteur. En revanche, il est préoccupant de constater que 30 % des participants n'ont pu donner des exemples de membres de la famille du premier degré à partir de la liste fournie dans l'information sur le cancer et la génétique, et que ce fait a été associé à un niveau insuffisant de littératie fonctionnelle en matière de santé. En effet, cette constatation prend une importance d'autant plus grande dans le contexte des recommandations actuelles concernant le dépistage chez tous les membres de la famille du premier degré des personnes ayant des marqueurs génétiques connus du cancer colorectal²¹.

De plus, le fait de se sentir personnellement concerné par l'information accroît la réflexion sur le contenu et aide à comprendre l'information grâce à l'attention accrue portée à celle-ci⁴⁸. Les participants à l'étude n'avaient apparemment pas été confrontés directement au risque de développer le cancer colorectal et, par conséquent, ils étaient peut-être moins enclins à prêter attention aux messages de sensibilisation à cette maladie.

Limites

La présente étude comporte certaines limites. Le niveau de compréhension du risque chez les personnes âgées vivant d'une manière autonome dans la collectivité est peut-être différent de celui des personnes qui sont malades. En effet, la maladie peut

influer sur les aptitudes cognitives liées au raisonnement et à la prise de décisions, altérant la capacité de la personne de bien comprendre l'information sur le risque⁵². De la même manière, les niveaux de littératie des participants ne sont pas représentatifs des Canadiens plus jeunes. Cependant, le risque plus élevé de cancer chez les adultes âgés a guidé le plan de l'étude. Par conséquent, les résultats actuels rendent compte d'un groupe de personnes âgées en bonne santé plutôt que d'un groupe de personnes malades.

Il faut tenir compte du biais de sélection potentiel découlant du fait que les personnes plus scolarisées sont plus susceptibles de se porter volontaires pour participer à une étude sur la compréhension de l'information sur la santé. Les personnes qui ne fréquentaient pas les bibliothèques ou les centres communautaires pour personnes âgées ne sont pas vraiment représentées dans l'étude. L'utilisation d'un échantillon de commodité tiré de ces établissements peut avoir découragé les adultes âgés ne disposant pas d'un moyen de transport (p. ex., ceux qui ne peuvent conduire, ceux qui sont handicapés physique-ment). Cependant, divers statuts socio-économiques étaient représentés, ce qui a permis d'obtenir des données transversales sur les personnes âgées. Par conséquent, cet échantillon de commodité rendait compte d'un groupe d'adultes âgés actifs, relativement mobiles.

Le fait que les propriétés des indices de la numératie en général et en matière de santé en particulier n'aient pas fait l'objet d'une validation psychométrique en dépit de l'utilisation courante de ces indices par les chercheurs dans le domaine^{9,10,53-55} constitue une autre limite. Les analyses préliminaires révèlent une fiabilité suffisante⁹ des instruments d'évaluation utilisés tant pour la numératie en général qu'en matière de santé. La numératie en matière de santé peut être décrite comme un « domaine en évolution »¹⁶. Ainsi, les trois mesures d'évaluation de la numératie utilisées dans la présente étude représentaient les instruments qui étaient disponibles au moment de la conception de l'étude, et elles ont été utilisées en vue d'assurer une évaluation

exhaustive des compétences des participants en numératie.

Les caractéristiques des patients⁴², de même que les modalités de présentation^{31,43,44} influent sur la capacité de comprendre le risque. Les auteurs ont délibérément circonscrit leur étude sur la compréhension du risque de cancer dans les domaines de la littératie et de la numératie en matière de santé. La sélection des variables explicatives avait expressément pour but de combler les lacunes dans les recherches sur la numératie en matière de santé dans le contexte de la compréhension du risque.

Enfin, la capacité de lire l'information sur la santé diffusée sur Internet correspond aux niveaux de la 10^e année et des 11^e et 12^e années. Ces niveaux de lecture étaient supérieurs aux niveaux de lecture de 5^e ou de 6^e année recommandés pour la population générale⁵⁶. Il s'agit d'une limite importante dans le cadre de l'étude de la compréhension de l'information. Cependant, les participants ont examiné l'information qu'ils auraient normalement consultée s'ils avaient effectué une recherche sur le site Web de la SCC de leur propre chef.

Conclusion et incidence sur la pratique

La présente étude est la première à examiner l'influence du niveau de littératie en matière de santé, et du niveau de numératie en particulier, sur la capacité des Canadiens âgés de comprendre l'information sur la prévention du cancer colorectal diffusée sur Internet. Les résultats de l'étude ont révélé que le niveau de numératie en matière de santé est un prédicteur constant de la capacité des participants de comprendre le risque à la lecture de l'information courante, de même que de l'information plus complexe, sur la prévention du cancer.

Le fait de constater que les niveaux de littératie et de numératie sont associés à une meilleure compréhension du risque chez les participants souligne la nécessité de clarifier les mots et les concepts dans l'information sur la santé diffusée sur Internet. Ainsi, on pourrait améliorer les messages de prévention impersonnels par la répétition de mots, de même que par l'explication des concepts moins courants, en vue d'aider le lecteur à comprendre

l'information sur la prévention du cancer colorectal. Compte tenu du fait que même des opérations numériques de base peuvent être perçues comme étant plus complexes si elles s'inscrivent dans un contexte non familier, les spécialistes de l'information et les concepteurs de sites Web doivent relever le défi de concevoir de l'information Internet qui tient compte de divers niveaux de littératie en matière de santé.

On s'attend de plus en plus à ce que les personnes interviennent activement dans les décisions concernant leurs soins de santé. Il faut poursuivre les recherches en vue de préciser le concept de la numératie en matière de santé, d'élaborer des outils d'évaluation de la numératie exhaustifs, et d'examiner plus en détail le lien entre le niveau de littératie et de numératie en matière de santé dans tous les groupes d'âge, pour diverses maladies chroniques, et selon différents groupes ethniques.

Remerciements

L'étude a été réalisée grâce à une subvention des Instituts de recherche en santé du Canada. Les auteurs remercient notre partenaire communautaire, le Cancer Prevention and Early Detection Network of Waterloo Region, E. Harvey pour ses conseils concernant les analyses statistiques, de même que les 140 personnes qui ont participé à l'étude.

Références

1. Nielsen-Bohlman L, Panzer A, Kindig DA (dir.). Institute of Medicine (IOM). Health literacy: A prescription to end confusion, Washington, DC, The National Academies Press, 2004.
2. Agence de la santé publique du Canada (ASPC). Qu'est-ce qui détermine la santé? URL : <http://www.phac-aspc.gc.ca/ph-sp/determinants/index-fra.php> .
3. Baker DW, Gazmararian JA, Sudano J, Patterson M. The association between age and health literacy among elderly persons. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci.* 2000;55: S368-S374.

4. Baker DW, Gazmararian JA, Williams MV, Scott T, Parker RM, Green D, et al. Health literacy and use of outpatient physician services by Medicare managed care enrollees. *J Gen Intern Med.* 2004; 19:215-220.
5. Baker DW, Parker RM, Williams MV, Clark WS. Health literacy and the risk of hospital admission. *J Gen Intern Med.* 1998; 13:791-798.
6. Fuller R, Dudley N, Blacktop J. Risk communication and older people-understanding of probability and risk information by medical inpatients aged 75 years and older. *Age Ageing.* 2001; 30:473-476.
7. Gazmararian JA, Baker DW, Williams MV, Parker RM, Scott TL, Green DC, et al. Health Literacy among medicare enrollees in a managed care organization. *JAMA.* 1999;281:545-551.
8. Santé Canada. Effets du niveau d'alphabétisme sur la santé des Canadiens et des Canadiennes, Ottawa, Santé Canada, 2003. URL : <http://www.travelhealth.gc.ca/ph-sp/literacy-alphabetisme/literacy-fra.php> .
9. Lipkus IM, Samsa G, Rimer BK. General performance on a numeracy scale among highly educated samples. *Med Decis Making.* 2001;21:37-44.
10. Schwartz L, Woloshin S, Black W, Welch H. The role of numeracy in understanding the benefit of screening mammography. *Ann Intern Med.* 1997;127: 966-972.
11. Schwartz SR, McDowell J, Yueh B. Numeracy and the shortcomings of utility assessment in head and neck cancer patients. *Head Neck.* 2004;26:401-407.
12. Sheridan S, Pignone M, Lewis C. A randomized comparison of patients' understanding of number needed to treat and other common risk reduction formats. *J Gen Intern Med.* 2003;18:884-892.
13. Williams MV, Parker RM, Baker DW, Parikh NS, Pitkin K, Coates WC, et al. Inadequate functional health literacy among patients at two public hospitals. *JAMA.* 1995;274: 1677-1682.
14. Wolf MS, Gazmararian JA, Baker DW. Health literacy and functional health status among older adults. *Arch Intern Med.* 2006;165:1946-1952.
15. Nurss J, Parker RM, Baker DW. TOFHLA: Test of Functional Health Literacy for Adults, Peppercorn Books and Press Inc, 1995.
16. Golbeck AL, Ahlers-Schmidt CR, Paschal AM, Dismuke SE. A definition and operational framework for health numeracy. *Am J Prev Med.* 2005;29:375-376.
17. Davids SL, Schapira M, McAuliffe TL, Nattinger AB. Predictors of pessimistic breast cancer risk perceptions in a primary care population. *J Gen Intern Med.* 2004; 19:310-315.
18. Sheridan SL, Pignone M. Numeracy and the medical student's ability to interpret data. *Eff Clin Pract.* 2002;5:35-40.
19. Woloshin S, Schwartz LM, Moncur M, Gabriel S, Tosteson AN. Assessing values for health: numeracy matters. *Med Decis Making.* 2001;21:382-390.
20. Weinstein ND, Atwood KA, Puleo E, Fletcher R, Colditz GA, Emmons K. Colon cancer: Risk perceptions and risk communication. *J Health Commun.* 2004;9: 53-65.
21. Société canadienne du cancer. Statistiques canadiennes sur le cancer, 2006. URL : <http://www.cancer.ca> .
22. Statistique Canada. Ménages qui utilisent Internet à la maison, selon le but de l'utilisation, Gouvernement du Canada, 2004. URL : http://www40.statcan.ca/102/cst01/arts52b_f.htm .
23. Eysenbach G. Towards the millennium of cybermedicine. *J Med Internet Res.* 1999; 1;S1,e2.
24. Charles C, Gafni A, Whelan T. Shared decision-making in the medical encounter: What does it mean? (or it takes least two to tango). *Soc Sci Med.* 1997;44:681-692.
25. Charles C, Whelan T, Gafni A. What do we mean by partnership in making decisions about treatment? *BMJ.* 1999;319:780-782.
26. Weinstein ND. What Does It Mean to Understand a Risk? Evaluating risk comprehension. *J Natl Cancer Inst Monogr.* 1999; 25:15-20
27. Ashcraft MH, Kirk EP. The relationship between working memory, math anxiety, and performance. *J Exp Psychol Learn Mem Cogn.* 2001;27:157-175.
28. Speros C. Health Literacy: concept analysis. *J Adv Nurs.* 2004;50:633-640.
29. Wilson-Fisher J. The crucial link between literacy and health. *Ann Intern Med.* 2003;139:875-878.
30. Riche JM, Reid JC, Robinson RD, Kardash CM. Text and reader characteristics affecting the readability of patient literature. *Read Improvement.* 1991;28:287-292.
31. Kreuter MW. Dealing With competing and conflicting risks in cancer communication. *J Natl Cancer Inst Monogr.* 1999;25:27-35.
32. Jones CJ. CBA's that work. Assessing student's math content-reading levels. *Teach Exceptional Child.* 2001;34:24-28.
33. Baker DW, Williams MV, Parker RM, Gazmararian JA, Nurss J. Development of a brief test to measure functional health literacy. *Patient Educ Couns.* 1999;38:33-42.
34. Hopko DR, Mahadevan R, Bare RL, Hunt MK. The Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS): Construction, validity, and reliability. *Assessment.* 2003;10:178-182.
35. Schwartz LM, Woloshin S, Welch HG. Can patients interpret health information? An assessment of the medical data interpretation test. *Med Dec Making.* 2005;25:290-300.

36. Hopko DR. Confirmatory factor analysis of the Math Anxiety Rating Scale-Revised. *Educ Psychol Meas.* 2003;63:336-351.
37. McLaughlin GH. SMOG grading – a new readability formula. *J Read.* 1969;12: 639-649.
38. Boyd JH, Watkins AR, Price CL, Fleming F, DeBaun MR. Inadequate community knowledge about sickle cell disease among African-American women. *J Natl Med Assoc.* 2005;9:62-67.
39. Richards M. Lay and professional knowledge of genetics and inheritance. *Public Underst Sci.* 1996;5;217-230.
40. Lanine AD, Jayaratne TE, Sheldon JP, Kardias SLR, Anderson ES, Feldbaum M, et al. Exploring the public understanding of basic genetic concepts. *J Genet Couns.* 2004; 13:305-320.
41. Donelle L, Arocha JF, Hoffman-Goetz L. Assessing health numeracy among community dwelling older adults. *J Health Commun.* 2007;12: 651-665.
42. Peters E, McCaul KD, Stefanek M, Nelson W. A heuristics approach to understanding cancer risk perception: contributions from judgment and decision-making research. *Ann Behav Med.* 2006;31:45-52.
43. Schapira MM, Nattinger AB, McHorney CA. Frequency or probability? A qualitative study of risk communication formats used in health care. *Med Dec Making.* 2001; 21:459-467.
44. Reid JC, Kardash CM, Robinson RD. Comprehension in patient literature: the importance of text and reader characteristics. *Health Commun.* 1994;6:327-335.
45. Ahlers-Schmidt CR, Golbeck AL, Paschal AM, Zackula R, Taylor NT. Breast cancer counts: numeracy in breast cancer information on the web. *J Cancer Educ.* 2006;21: 95-98.
46. Hirsch ED. Reading comprehension requires knowledge of the words and the world, 2003. URL : http://www.aft.org/pubs-reports/american_educator/spring2003/AE_SPRNG.pdf .
47. Beier ME, Ackerman PL. Age, ability, and the role of prior knowledge on the acquisition of new domain knowledge: promising results in a real-world learning environment. *Psychol Aging.* 2005;20:341-355.
48. Spires HA, Donley J. Prior knowledge activation: inducing engagement with informal texts. *J Educ Psychol.* 1998; 90:249-260.
49. Friedman, DB, Hoffman-Goetz L. An exploratory study of older adults' comprehension of printed cancer information: Is readability a key factor? *J Health Commun.* 2007;12:423-437.
50. Statistique Canada. Apprentissage et réussite : Premiers résultats de l'Enquête sur la littératie et les compétences des adultes, Ottawa et Paris, Organization for Economic Co-operation and Development, 2005. URL : <http://www.statcan.ca/francais/freepub/89-603-XIF/89-603-XIF2005001.htm> .
51. Statistique Canada. Miser sur nos compétences : résultats canadiens de l'enquête internationale de l'alphabétisation et les compétences des adultes, Ottawa, Ressources humaines et Développement des compétences Canada, 2005, n° 89-617-XIE au catalogue.
52. Cassell EJ, Leon AC, Daufman SG. Preliminary evidence of impaired thinking in sick patients. *Ann Intern Med.* 2001; 134:1120-1123.
53. Woloshin, S, Schwartz LM, Black WC, Welch HG. Women's perceptions of breast cancer risk: how you ask matters. *Med Dec Making.* 1999;19: 221-229.
54. Schapira M.M, Davids SL, McAuliffe TL, Nattinger AB. Agreement between scales in the measurement of breast cancer risk perceptions. *Risk Anal.* 2004;24: 665-673.
55. Estrada C, Martin-Hryniewicz M, Barnes-Higgs V, Collins C, Byrd JC. Anticoagulant patient information material is written at high readability levels. *Stroke.* 2000; 31:2966-2970.
56. Estey A, Musseau A, Keehn L. Comprehension levels of patients reading health information. *Patient Educ Couns.* 1991;18: 165-169.

Le dépistage du cancer colorectal au Canada : Résultats d'une enquête nationale

M.J. Sewitch, Ph.D. (1); C. Fournier, M.Sc. (2); A. Ciampi, Ph.D. (3); A. Dyachenko, M.Sc. (4)

Résumé

Les lignes directrices canadiennes recommandent le dépistage du cancer colorectal (CCR) pour les personnes âgées de 50 à 74 ans. L'étude vise à estimer les taux du dépistage du CCR selon des caractéristiques individuelles et géographiques et de l'observation des lignes directrices en vigueur à l'égard du dépistage du CCR. Des enquêtés du cycle 2.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes 2003 (âgés de ≥ 50 ans, sans CCR passé ou présent) ont participé à l'étude. Les taux d'utilisation et de dépistage par recherche de sang occulte dans les selles (RSOS) et endoscopie ont été calculés. L'échantillon comprend 16 747 résidents de Terre-Neuve, de l'Ontario, de la Saskatchewan et de la Colombie-Britannique. Dans l'ensemble, le taux de dépistage par RSOS était de 7,7 % au cours de la dernière année et le taux de dépistage par endoscopie était de 8,8 % dans les cinq dernières années. Les taux de dépistage par RSOS sont plus élevés chez les personnes sondées plus âgées et les personnes sondées de sexe masculin; les taux de dépistage par endoscopie sont plus élevés chez les interrogés plus âgés. Les personnes de 50 à 59 ans et de plus de 90 ans étaient les moins susceptibles d'avoir subi un dépistage. Environ 70 % des personnes sondées n'observaient pas les lignes directrices en vigueur sur le dépistage du CCR. Les taux d'inobservation étaient plus élevés dans la plupart des régions sanitaires de la Colombie-Britannique. Les données de l'enquête nationale semblent indiquer que le dépistage du CCR au Canada est faible; les personnes plus jeunes et les résidents de la Colombie-Britannique sont les moins susceptibles d'avoir subi un test de dépistage du CCR.

Mots clés : cancer colorectal, dépistage, enquête, RSOS, endoscopie

Introduction

Au Canada, le cancer colorectal (CCR) est le quatrième cancer le plus diagnostiqué et la deuxième et troisième principale cause des décès dus au cancer chez les hommes et les femmes, respectivement¹. Le dépistage du CCR réduit tant l'incidence du CCR grâce à l'ablation de polypes précancéreux que les décès dus au CCR grâce à la détection et au traitement précoces. Depuis 1996, plusieurs organismes ont publié des lignes directrices relatives au dépistage du CCR pour les personnes à risque moyen, soit les personnes de 50 ans et plus présentant un risque moyen de

CCR. Les lignes directrices canadiennes recommandent un test de dépistage par recherche de sang occulte dans les selles (RSOS) (un à deux ans²⁻⁴) tandis que les lignes directrices des États-Unis recommandent une fréquence annuelle^{5,6}. Pour d'autres modalités de dépistage, le Canada et les États-Unis recommandent des fréquences identiques : aux dix ans pour la colonoscopie et aux cinq ans pour la sigmoïdoscopie flexible et le lavement baryté à double contraste, bien que les lignes directrices des États-Unis recommandent aussi une combinaison de la RSOS annuelle et de la sigmoïdoscopie flexible aux cinq ans.

Malgré la diffusion généralisée des lignes directrices relatives au dépistage du CCR, il demeure sous-utilisé. Aux États-Unis, plusieurs études ont employé des données d'enquêtes nationales et collecté des données par composition aléatoire de numéros de téléphone ou au moyen d'entrevues individuelles. Des études fondées sur les données du *National Health Interview Survey*⁷, du *Behavioral Risk Factor Surveillance System*⁸, du *Community Quality Index*⁹, du *California Health Interview Survey*¹⁰ et du *Health Information National Trends Survey*¹¹ ont révélé que les taux de dépistage du CCR variaient de 15 % à 65 % selon la période à l'étude. En Ontario, des études fondées soit sur des données administratives ou des données d'enquête estiment que moins de 25 % de la population admissible au dépistage s'est soumise à un test de dépistage¹²⁻¹⁴. En Alberta, une enquête basée sur une population a révélé que 14,3 % seulement des personnes présentant un risque moyen étaient réputées à jour en matière de dépistage du CCR¹⁵.

Au moment où le dépistage du CCR passe à l'avant-plan des soins de santé préventifs grâce à une sensibilisation du grand public et des professionnels, les taux de dépistage du CCR au Canada revêtent un intérêt grandissant. Toutefois, la mesure dans laquelle les Canadiens subissent des tests de dépistage du CCR en accord avec les lignes directrices demeure inconnue. De plus, nous en savons peu sur les caractéristiques des personnes qui subissent un dépistage du CCR et sur l'utilisation des procédures de dépistage du CCR au fil du temps. Vu le lancement de plusieurs

Coordonnées des auteurs

1 Faculté de médecine, Université McGill, Montréal (Québec)

2 Division de l'épidémiologie clinique, Institut de recherche du Centre universitaire de santé McGill, Montréal (Québec)

3 Département d'épidémiologie et de biostatistique, Université McGill, Montréal (Québec)

4 Département d'épidémiologie et d'études communautaires, Centre hospitalier St. Mary's, Montréal (Québec)

Correspondance : Maida J. Sewitch, Ph.D., 687 avenue Pine Ouest, Édifice V, Hôpital Royal Victoria, Montréal (Québec) H3A 1A1, Tél. : 514-934-1934 poste 44736, Téléc. : 514-934-8293, Courriel : maيدا.sewitch@mcgill.ca

programmes provinciaux de dépistage du CCR au Canada, il est essentiel de saisir les écarts en fait de dépistage du CCR pour favoriser la planification, la mise en œuvre et le fonctionnement efficaces des initiatives de dépistage du CCR. Par conséquent, la présente étude basée sur une population vise à estimer les taux d'utilisation 1) de la RSOS et de l'endoscopie en guise de procédures de dépistage du CCR et 2) l'observation des lignes directrices en vigueur relatives au dépistage du CCR.

Méthodes

Sources de données

La principale source de données est l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), cycle 2.1 (janvier à décembre 2003) de Statistique Canada¹⁶, qui vise à fournir des estimations des déterminants de la santé, de l'état de santé et de l'utilisation du système de santé au Canada. Cette enquête porte sur les résidents des ménages âgés de 12 ans et plus dans l'ensemble des provinces et des territoires, exception faite des personnes vivant dans des réserves indiennes ou dans des régions éloignées ainsi que des membres à temps plein des Forces armées canadiennes. Le cycle 2.1 de l'ESCC fournit des renseignements sociodémographiques de base sur tous les enquêtés dans toutes les régions sanitaires, mais le module sur le dépistage du CCR était administré à la discrétion des régions sanitaires. Les enquêtés au module sur le dépistage du CCR proviennent de toutes les régions sanitaires de Terre-Neuve et de la Colombie-Britannique et, respectivement, de 14 sur 37 et de 7 sur 11 régions sanitaires de l'Ontario et de la Saskatchewan¹⁷. Les *régions sanitaires* sont définies par les ministères de la Santé provinciaux et se composent généralement de régions administratives définies par des lois, représentant des territoires géographiques sous la responsabilité de conseils hospitaliers ou d'autorités sanitaires régionales¹⁸. Les données d'enquête sont non nominatives. Les interrogés ne sont pas identifiés.

Population de l'étude

La population de l'étude comprend les interrogés à l'enquête qui ont rempli le module de dépistage du CCR et déclaré avoir 50 ans

et plus, sans CCR passé ou présent. Les interrogés n'ayant pas fourni d'information sur la dernière utilisation déclarée de la RSOS ont été exclus. Les caractéristiques sociodémographiques comprennent l'âge, le sexe, le plus haut niveau de scolarité atteint et le revenu du ménage. Les caractéristiques cliniques comprennent la maladie entérique (avoir reçu d'un professionnel de la santé un diagnostic de maladie de Crohn ou de colite ulcéreuse). Les caractéristiques géographiques comprennent la région résidentielle (urbaine par opposition à rurale), la région sanitaire et la province de résidence.

Variables des résultats

Les taux de dépistage par RSOS et endoscopie (c.-à-d., sigmoïdoscopie ou colonoscopie) et l'utilisation de ces procédures sont fondés sur les réponses au questionnaire servant à évaluer la dernière fois que la procédure a été utilisée ainsi que ce qui y a été déclaré, c.-à-d., (dépistage ou non-dépistage). Les *taux de dépistage* proviennent des procédures exécutées selon « l'examen régulier », « l'âge », « la race » ou « les antécédents familiaux de CCR ». Le lien de parenté avec le membre de la famille touché n'a pas été évalué. Les *taux d'utilisation* comprennent les procédures de dépistage et les procédures exécutées pour « suivi d'un problème antérieur » ou « autres raisons » (non-dépistage). La RSOS sert également dans un cadre autre que celui de dépistage, par exemple, pour déceler la présence de sang dans les selles d'un patient anémié. Trois taux d'observation sont définis en fonction des périodicités recommandées dans les lignes directrices relatives au dépistage du CCR en vigueur au moment de l'étude. (1) L'observation des lignes directrices relatives au dépistage par RSOS est définie comme le fait d'avoir subi une RSOS au cours des deux dernières années; (2) l'observation des lignes directrices relatives au dépistage par endoscopie est définie comme le fait d'avoir subi une endoscopie au cours des dix dernières années; (3) l'observation des lignes directrices en vigueur relatives au dépistage du CCR est définie en fonction du classement soit dans (1) soit dans (2). Les trois taux d'observation, fondés sur les procédures exécutées pour *toutes* les indications, fournissent une estimation du nombre

d'interrogés réputés à jour en matière de dépistage du CCR. L'hypothèse sous-jacente, c'est qu'une fois que la procédure est exécutée, la répétition du test à des fins de dépistage devrait suivre les périodicités recommandées dans les lignes directrices.

Analyse statistique

Des statistiques descriptives permettent de caractériser la population de l'étude dans son ensemble et selon la modalité de dépistage. Les taux de dépistage sont calculés selon le nombre de personnes sondées déclarant avoir subi une procédure de dépistage, divisé par ceux qui ont déclaré avoir subi une procédure de dépistage plus ceux déclarant ne jamais avoir subi de procédure (et le tout dans les intervalles de temps établis). Les interrogés qui ont subi la procédure à d'autres fins que le dépistage sont exclus. Nous avons calculé les taux d'utilisation selon le nombre de personnes sondées déclarant avoir subi une procédure pour quelque indication que ce soit (dépistage, non-dépistage) divisé par le nombre total de personnes sondées dans la population à l'étude. Nous avons calculé les taux en fonction de la dernière utilisation déclarée de la procédure. Les taux de RSOS sont calculés en fonction des cinq intervalles de temps suivants : moins d'un an, un à deux ans, deux à trois ans, plus de trois ans et jamais. Nous avons calculé les taux d'endoscopie en fonction des quatre intervalles de temps suivants : dans les cinq dernières années, de six à dix ans, plus de dix ans et jamais. Ces intervalles de temps diffèrent des périodicités recommandées dans les lignes directrices pour permettre d'établir des comparaisons au fil du temps. Nous avons calculé les taux de dépistage et d'utilisation globaux pour l'ensemble de la population à l'étude. Nous avons aussi calculé les taux de dépistage selon le sexe, le groupe d'âge, le niveau de revenu du ménage, le niveau de scolarité, l'état de santé par rapport aux maladies entériques et les régions géographiques (région résidentielle, région sanitaire et province de résidence).

Nous avons calculé les taux en agrégeant des données pondérées pour les régions sanitaires participantes. Les taux peuvent ne pas être représentatifs de l'ensemble de la province si quelques régions sanitaires

seulement sont échantillonnées. Par conséquent, nous ne rapportons que des taux de dépistage *régionaux* pour l'Ontario et la Saskatchewan. Par contre, nous rapportons des taux de dépistage *régionaux* et *provinciaux* pour Terre-Neuve et la Colombie-Britannique puisque toutes les régions sanitaires ont été échantillonnées. Nous avons calculé les trois résultats en fait d'observation de façon globale et par région sanitaire. Les taux d'observation des lignes directrices en vigueur relatives au dépistage du CCR sont fondés sur l'utilisation de la RSOS et de l'endoscopie, mais nous avons inclus les enquêtés ayant fourni des renseignements valides au sujet d'une procédure seulement et nous les avons classés en conséquence. Nous avons employé les pondérations d'autoamorçage de Statistique Canada pour calculer l'intervalle de confiance de 95 % (IC 95 %) à l'aide du programme BOOTWARE_V30 (version 3.0)¹⁹. Toutes les analyses ont été exécutées à l'aide du logiciel statistique SAS²⁰.

Nous avons estimé la taille de la population canadienne à l'époque de l'enquête et de la population de l'étude (c.-à-d. le nombre de Canadiens représentés par les interrogés) au moyen des pondérations susmentionnées. Tous les chiffres présentés sont des valeurs pondérées, en accord avec les politiques de Statistique Canada.

Résultats

Population de l'étude

Le module sur le dépistage du CCR a été administré à 39 178 personnes (figure 1). De ce nombre, 16 747 enquêtés remplissaient les critères d'admissibilité et on a estimé qu'ils représentaient 2 394 124 Canadiens (selon les procédures de pondération). On estime la taille de la population canadienne âgée de 12 ans et plus à 26 578 128 personnes. Parmi les enquêtés admissibles, 16 745 et 16 648 ont fourni des renseignements sur l'utilisation de la RSOS et de l'endoscopie, respectivement; 14 482 et 13 949 ont fourni des renseignements sur le dépistage au moyen de la RSOS et de l'endoscopie, respectivement.

Le tableau 1 renferme les caractéristiques sociodémographiques, cliniques et géographiques de la population de l'étude

dans l'ensemble et selon la modalité de dépistage. Dans l'ensemble, les sous-groupes les plus nombreux sont les femmes, les personnes de 50 à 64 ans, ceux qui ont fait des études postsecondaires, les enquêtés nés au Canada, de race blanche, sans emploi, sans maladie entérique, vivant en région urbaine et en Colombie-Britannique. Parmi les 14 482 enquêtés ayant fourni des renseignements sur le dépistage par RSOS, 21,6 % en ont subi un au cours de leur vie. Comparativement à la population totale de l'étude, un plus fort pourcentage des personnes déclarant avoir subi un dépistage par RSOS sont âgées de 50 à 64 ans et n'ont pas d'emploi à l'extérieur de la maison. Parmi les 13 949 enquêtés ayant fourni des renseignements sur le dépistage par endoscopie, 11,3 % ont subi cette forme de dépistage au cours de leur vie. Comparativement à la population totale de l'étude, un plus fort pourcentage des personnes déclarant avoir subi un dépistage

par endoscopie n'ont pas d'emploi à l'extérieur de la maison et résidaient en Ontario; une proportion plus petite d'entre eux habitent la Colombie-Britannique.

Taux de dépistage par RSOS

Le tableau 2 présente les taux de dépistage par RSOS selon l'intervalle de temps et des caractéristiques sociodémographiques, cliniques et géographiques. Dans l'ensemble, les taux de dépistage par RSOS étaient de 7,7 % au cours de l'année précédente, de 5,1 % entre un et deux ans auparavant, de 2,5 % entre deux et trois ans auparavant et 6,3 % il y a trois ans et plus; 78,4 % des personnes sondées n'ont jamais subi de dépistage par RSOS. Les taux de dépistage par RSOS dans l'année précédente et un à deux ans auparavant sont plus élevés chez les hommes, les interrogés ayant une maladie entérique et les interrogés de 65 ans et plus. Les taux sont les plus faibles dans le groupe des 50 ans à 59 ans. Aucune

FIGURE 1
Sélection de la population de l'étude parmi les interrogés au module sur le dépistage du CCR du cycle 2.1 de l'ESCC

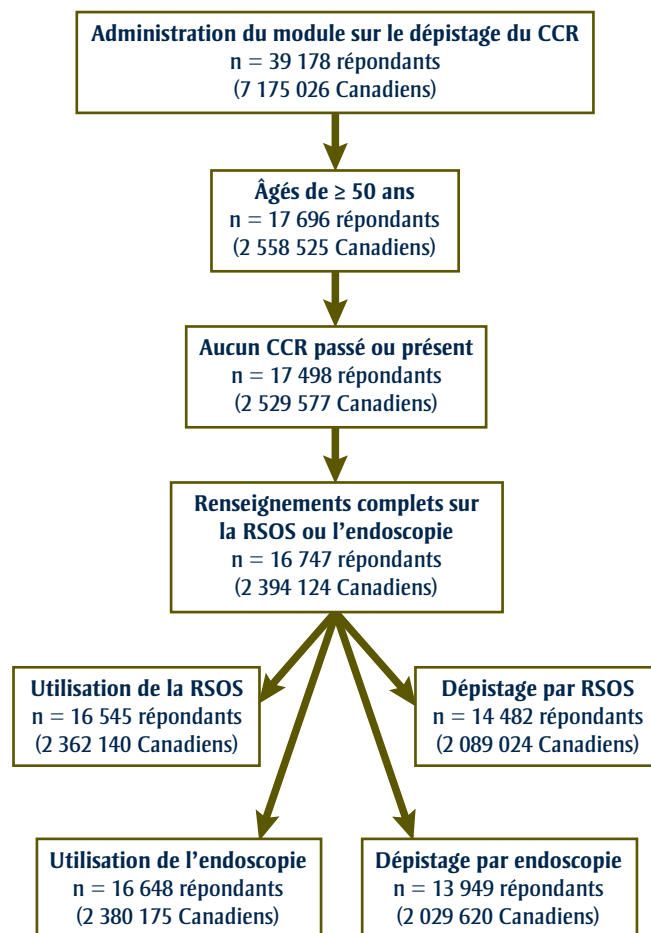


TABLEAU 1

Caractéristiques sociodémographiques, cliniques et géographiques de la population de l'étude selon le statut de dépistage par RSOS et endoscopie

| Caractéristique | Catégorie | Global | | Dépistage par RSOS ^a | | Dépistage par endoscopie ^b w | |
|---|----------------------------------|---------------|----------------|---------------------------------|----------------|---|----------------|
| | | n (2 394 124) | % ^c | n (451 669) | % ^c | n (229 578) | % ^c |
| Sociodémographique | | | | | | | |
| Sexe | Masculin | 1 140 566 | 47,6 | 233 372 | 51,7 | 112 541 | 49,0 |
| | Féminin | 1 253 559 | 52,4 | 218 298 | 48,3 | 117 037 | 51,0 |
| Âge | 50 à 64 ans | 1 429 679 | 59,7 | 222 473 | 49,3 | 122 450 | 53,3 |
| | 65 ans et plus | 964 446 | 40,3 | 229 197 | 50,7 | 107 128 | 46,7 |
| Études | < Niveau secondaire | 630 647 | 27,0 | 110 676 | 25,1 | 56 249 | 25,0 |
| | Diplôme d'études secondaires. | 462 201 | 19,8 | 89 306 | 20,3 | 42 533 | 18,9 |
| | Postsecondaire | 143 139 | 6,1 | 23 708 | 5,4 | 17 793 | 7,9 |
| | Diplôme d'études postsecondaires | 1 095 953 | 47,0 | 216 554 | 49,2 | 108 544 | 48,2 |
| Pays de naissance | Canada | 1 653 452 | 70,3 | 315 685 | 70,9 | 171 337 | 75,5 |
| | Autres | 697 280 | 29,7 | 129 554 | 29,1 | 55 543 | 24,5 |
| Origine culturelle / raciale | Race blanche | 2 067 992 | 88,0 | 405 037 | 91,1 | 205 344 | 90,8 |
| | Autres | 281 342 | 12,0 | 39 630 | 8,9 | 20 748 | 9,2 |
| Revenu du ménage | Faible à moyen inférieur | 656 704 | 33,2 | 116 925 | 31,1 | 64 074 | 33,7 |
| | Moyen supérieur | 685 018 | 34,7 | 132 543 | 35,2 | 64 003 | 33,6 |
| | Élevé | 635 229 | 32,1 | 126 742 | 33,7 | 62 152 | 32,7 |
| Statut d'emploi (au cours de la dernière année) | Temps plein | 864 382 | 37,0 | 126 254 | 28,6 | 68 193 | 30,2 |
| | Temps partiel | 211 809 | 9,1 | 39 937 | 9,0 | 21 600 | 9,6 |
| | Sans emploi | 1 258 634 | 53,9 | 275 747 | 62,4 | 135 673 | 60,2 |
| Clinique | | | | | | | |
| Maladie entérique | Oui | 86 080 | 3,6 | 16 664 | 3,7 | 10 699 | 4,7 |
| | Non | 2 305 488 | 96,4 | 434 428 | 96,3 | 218 770 | 95,3 |
| Géographique | | | | | | | |
| Région de résidence | Urbaine | 1 895 462 | 79,2 | 355 944 | 78,8 | 183 465 | 79,9 |
| | Rurale | 498 663 | 20,8 | 95 725 | 21,2 | 46 114 | 20,1 |
| Province et résidence | Terre-Neuve et Labrador | 155 166 | 6,5 | 19 859 | 4,4 | 15 673 | 6,8 |
| | Ontario | 889 608 | 37,2 | 171 566 | 38,0 | 111 762 | 48,7 |
| | Saskatchewan | 168 279 | 7,0 | 31 603 | 7,0 | 15 508 | 6,8 |
| | Colombie-Britannique | 1 181 072 | 49,3 | 228 641 | 50,6 | 86 636 | 37,7 |

Tous les chiffres sont pondérés.

Les sommes des chiffres peuvent ne pas correspondre au n de la population à cause de données manquantes.

^a Enquêtés déclarant avoir subi un dépistage par RSOS au cours de leur vie.^b Enquêtés déclarant avoir subi un dépistage par endoscopie au cours de leur vie.^c Basé sur les réponses valides (exclut les valeurs manquantes).

TABLEAU 2
Taux de dépistage par RSOS selon l'intervalle de temps en fonction des caractéristiques sociodémographiques, cliniques et géographiques (n^a = 14 482)

| Caractéristique | Dernier dépistage par RSOS déclaré | | | | | | | | | | | | | | |
|--|------------------------------------|---------|------|-----------|---------|-----|-----------|---------|-----|---------------|---------|------|--------|---------|------|
| | < 1 an | | | 1 à 2 ans | | | 2 à 3 ans | | | 3 ans et plus | | | Jamais | | |
| | Taux | IC 95 % | | Taux | IC 95 % | | Taux | IC 95 % | | Taux | IC 95 % | | Taux | IC 95 % | |
| GLOBAL | 7,7 | 7,1 | 8,4 | 5,1 | 4,6 | 5,6 | 2,5 | 2,2 | 2,8 | 6,3 | 5,8 | 6,9 | 78,4 | 77,5 | 79,3 |
| Sexe | | | | | | | | | | | | | | | |
| Masculin | 9,3 | 8,2 | 10,3 | 5,8 | 5,0 | 6,6 | 2,3 | 1,8 | 2,7 | 5,7 | 5,0 | 6,5 | 76,9 | 75,5 | 78,4 |
| Féminin | 6,2 | 5,5 | 7,0 | 4,4 | 3,8 | 5,0 | 2,7 | 2,3 | 3,2 | 6,9 | 6,2 | 7,6 | 79,7 | 78,6 | 80,9 |
| Âge (ans) | | | | | | | | | | | | | | | |
| 50 à 64 | 6,6 | 5,7 | 7,4 | 4,5 | 3,8 | 5,1 | 1,8 | 1,5 | 2,2 | 4,8 | 4,1 | 5,4 | 82,4 | 81,2 | 83,6 |
| 65 et plus | 9,5 | 8,4 | 10,6 | 6,0 | 5,3 | 6,8 | 3,5 | 3,0 | 4,1 | 8,7 | 7,9 | 9,6 | 72,2 | 70,7 | 73,7 |
| 50 à 59 | 5,7 | 4,8 | 6,6 | 3,8 | 3,2 | 4,5 | 1,7 | 1,2 | 2,2 | 4,2 | 3,5 | 4,9 | 84,5 | 83,2 | 85,9 |
| 60 à 69 | 9,3 | 8,1 | 10,5 | 5,9 | 4,9 | 6,9 | 2,7 | 2,1 | 3,3 | 6,5 | 5,4 | 7,6 | 75,6 | 73,8 | 77,4 |
| 70 à 79 | 10,3 | 8,8 | 11,8 | 6,5 | 5,4 | 7,7 | 3,7 | 2,8 | 4,5 | 9,0 | 7,7 | 10,2 | 70,6 | 68,4 | 72,8 |
| 80 à 89 | 7,7 | 4,7 | 10,6 | 6,2 | 4,5 | 8,0 | 3,8 | 2,7 | 5,0 | 11,8 | 9,5 | 14,2 | 70,5 | 66,8 | 74,1 |
| 90 à 100 | n/a | n/a | n/a | 3,7 | 0,6 | 6,8 | n/a | n/a | n/a | 10,5 | n/a | 21,5 | 83,0 | 72,0 | 93,9 |
| Région de résidence | | | | | | | | | | | | | | | |
| Urbaine | 7,7 | 6,9 | 8,4 | 4,9 | 4,4 | 5,4 | 2,6 | 2,2 | 3,0 | 6,4 | 5,8 | 7,0 | 78,5 | 77,4 | 79,5 |
| Rurale | 7,9 | 6,7 | 9,2 | 5,8 | 4,7 | 6,8 | 2,0 | 1,5 | 2,6 | 6,3 | 5,3 | 7,3 | 78,0 | 76,1 | 79,8 |
| Études | | | | | | | | | | | | | | | |
| < Niveau secondaire | 6,9 | 5,9 | 8,0 | 4,8 | 4,0 | 5,7 | 2,5 | 2,0 | 3,1 | 6,3 | 5,3 | 7,2 | 79,5 | 77,8 | 81,1 |
| Diplôme d'études secondaires | 7,7 | 6,1 | 9,3 | 5,6 | 4,5 | 6,7 | 2,7 | 1,9 | 3,4 | 5,7 | 4,7 | 6,6 | 78,4 | 76,3 | 80,6 |
| Études postsecondaires | 9,1 | 6,4 | 11,9 | 3,7 | 1,8 | 5,6 | 1,9 | 1,0 | 2,9 | 5,2 | 3,1 | 7,2 | 80,1 | 75,8 | 84,4 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 8,0 | 7,0 | 9,0 | 5,1 | 4,4 | 5,8 | 2,5 | 2,0 | 3,0 | 6,9 | 6,0 | 7,7 | 77,5 | 76,1 | 79,0 |
| Revenu du ménage | | | | | | | | | | | | | | | |
| Faible à moyen inférieur | 6,8 | 5,6 | 7,9 | 4,4 | 3,7 | 5,1 | 2,6 | 2,0 | 3,2 | 7,1 | 6,1 | 8,2 | 79,1 | 77,5 | 80,8 |
| Moyen supérieur | 7,9 | 6,8 | 9,1 | 4,9 | 4,1 | 5,7 | 2,1 | 1,6 | 2,6 | 7,3 | 6,3 | 8,3 | 77,8 | 76,1 | 79,5 |
| Élevé | 9,0 | 7,5 | 10,5 | 5,7 | 4,7 | 6,8 | 2,8 | 2,0 | 3,5 | 5,0 | 4,0 | 5,9 | 77,6 | 75,4 | 79,7 |
| Maladie entérique | | | | | | | | | | | | | | | |
| Oui | 11,9 | 7,8 | 15,9 | 5,5 | 2,8 | 8,2 | 3,0 | 1,2 | 4,8 | 10,1 | 6,5 | 13,8 | 69,5 | 63,8 | 75,1 |
| Non | 7,6 | 6,9 | 8,2 | 5,1 | 4,5 | 5,6 | 2,5 | 2,2 | 2,8 | 6,2 | 5,7 | 6,8 | 78,6 | 77,7 | 79,6 |
| Province de résidence^c | | | | | | | | | | | | | | | |
| Terre-Neuve et Labrador | 3,8 | 2,7 | 4,9 | 2,8 | 1,7 | 3,8 | 2,0 | 0,8 | 3,1 | 6,1 | 4,6 | 7,7 | 85,4 | 83,2 | 87,5 |
| Colombie-Britannique | 8,1 | 7,0 | 9,2 | 5,1 | 4,3 | 5,9 | 2,1 | 1,7 | 2,5 | 6,4 | 5,6 | 7,3 | 78,4 | 76,8 | 79,9 |

Les pourcentages des taux représentent des données pondérées.

^a Nombre de personnes sondées ayant fourni des renseignements sur le dépistage par RSOS et représentant 2 089 024 Canadiens.

^b Enquêtés classés selon la date de déclaration du dernier dépistage par RSOS.

Les RSOS exécutées à d'autres fins que le dépistage sont exclues.

^c Les taux provinciaux pour l'Ontario et la Saskatchewan ne sont pas indiqués parce que nous ne disposons pas de données pour toutes les régions sanitaires.

n.d.= non disponible parce que les cellules de données non pondérées contenaient moins de 5 personnes (règle de Statistique Canada relative à la protection de la vie privée).

TABEAU 3
Sommaire des taux de dépistage par RSOS et endoscopie dans les régions sanitaires selon la province

| Province | Régions sanitaires n (%) | Fourchette du RSOS ^a | | Fourchette de l'endoscopie ^b | |
|--------------------------------|-----------------------------|---------------------------------|-------------|---|-------------|
| | | Année dernière | Jamais | 5 dernières années | Jamais |
| Global^a | 43 | 2,4 à 21,5 | 54,3 à 89,2 | 4,2 à 16,5 | 81,1 à 94,3 |
| Terre-Neuve et Labrador | 6 (100%) | 2,8 à 5,4 | 83,6 à 89,1 | 4,8 à 12,0 | 84,6 à 94,3 |
| Ontario | 14 (37,8%) | 3,9 à 13,1 | 62,5 à 85,3 | 8,2 à 16,5 | 81,1 à 88,4 |
| Saskatchewan | 7 (63,6%) | 3,8 à 21,5 | 54,3 à 85,5 | 7,5 à 10,8 | 82,6 à 90,8 |
| Colombie-Britannique | 16 (100%) | 2,4 à 15,1 | 56,5 à 89,2 | 4,2 à 13,4 | 83,4 à 93,8 |

^a Toutes les régions sanitaires/provinces combinées.

^b Les valeurs des fourchettes sont des pourcentages.

différence n'est ressortie entre les régions rurales et urbaines. Les taux de dépistage par RSOS provinciaux sont plus élevés pour les résidents de la Colombie-Britannique comparativement à ceux de Terre-Neuve. Le taux de dépistage par RSOS dans les régions sanitaires varie dans chaque province (tableau 3). Dans l'ensemble des 43 régions sanitaires de toutes les provinces, les taux de dépistage par RSOS au cours de l'année précédente varient de 2,4 % à 21,5 % et les taux des personnes sondées n'ayant jamais subi de dépistage par RSOS variaient de 54,3 % à 89,2 %. Par comparaison, les taux globaux d'utilisation du RSOS s'établissent comme suit : 9,1 % pour l'année précédente, 6 % entre un et deux ans auparavant, 11,8 % pour trois ans et plus; 69,3 % n'ont jamais subi de RSOS (données non fournies).

Taux de dépistage par endoscopie

Le tableau 4 présente les taux de dépistage par endoscopie selon l'intervalle de temps et des caractéristiques sociodémographiques, cliniques et géographiques. Les taux de dépistage par endoscopie globaux sont de 8,8 % dans les cinq dernières années et de 1,5 % entre six à dix ans; 88,7 % des personnes sondées n'ont jamais subi de dépistage par endoscopie. Les taux de dépistage par endoscopie au cours des cinq dernières années sont plus élevés chez les enquêtés ayant une maladie entérique et les enquêtés âgés de 65 ans et plus; les taux sont les plus faibles dans les groupes d'âge

des 50 à 59 ans et des 90 à 100 ans. Nous n'avons constaté aucune différence entre les régions rurales et urbaines. Les taux de dépistage par endoscopie provinciaux sont plus élevés pour les résidents de Terre-Neuve par rapport à ceux de la Colombie-Britannique. Les taux de dépistage par endoscopie dans les régions sanitaires varient au sein de chaque province (tableau 3). Dans l'ensemble des 43 régions sanitaires (c.-à-d. toutes les provinces), les taux de dépistage par endoscopie au cours des cinq dernières années varient de 4,2 % à 16,5 % et les taux des personnes sondées n'ayant jamais subi de dépistage par endoscopie varient de 81,1 % à 94,3 %. Par comparaison, les taux globaux d'utilisation de l'endoscopie sont de 16,7 % dans les cinq années précédentes et de 3,9 % entre six à dix ans; 75,6 % des interrogés n'ont jamais subi d'endoscopie (données non fournies).

Observation des lignes directrices relatives au dépistage par RSOS

Le tableau 5 montre que 15,1 % des personnes sondées observent les lignes directrices relatives au dépistage par RSOS. La figure 2 montre que les taux d'observation de ces lignes directrices sont plus élevés dans les régions sanitaires du Sud de la Colombie-Britannique et dans quelques régions sanitaires de la Saskatchewan et de l'Ontario. Les proportions de personnes sondées n'ayant jamais subi de RSOS dans l'ensemble des régions sanitaires (figure 3)

sont plus élevées dans les régions sanitaires de l'Est de la Colombie-Britannique, dans la région de Saskatoon, au Nord-est de l'Ontario et dans des parties de Terre-Neuve.

Observation des lignes directrices relatives au dépistage par endoscopie

En tout, 20,6 % des personnes sondées observaient les lignes directrices relatives au dépistage par endoscopie (tableau 5). La figure 4 montre que les taux régionaux d'observation de ces lignes directrices sont plus élevés dans le Sud-est de la Colombie-Britannique, le Sud de l'Alberta, le Nord de l'Ontario et dans des parties de Terre-Neuve. Les proportions de personnes sondées n'ayant jamais subi d'endoscopie (figure 5) étaient plus élevées en Colombie-Britannique et dans les parties de Terre-Neuve. Aucune tendance géographique claire n'est ressortie pour la Saskatchewan puisque moins de la moitié des régions sanitaires de la province ont été échantillonnées.

Observation des lignes directrices en vigueur relatives au dépistage du CCR

Dans la population de la présente étude, 30,1 % des personnes sondées observent les lignes directrices en vigueur relatives au dépistage du CCR et 69,9 % des personnes sondées ne les observent pas (tableau 5). La figure 6 montre que les taux d'inobservation sont plus élevés dans la plupart des régions sanitaires de la Colombie-Britannique et plus faibles dans de nombreuses régions sanitaires de l'Ontario. Les taux d'inobservation pour Terre-Neuve et la Saskatchewan varient selon la région sanitaire.

Discussion

L'objectif principal de la présente étude fondée sur une population canadienne est d'améliorer notre connaissance de la mesure dans laquelle les Canadiens de 50 ans et plus subissent un dépistage du CCR. Nos résultats montrent que les taux de dépistage du CCR par RSOS et endoscopie sont faibles et susceptibles de varier beaucoup selon la région géographique. Les taux de dépistage provinciaux (à Terre-Neuve et en Colombie-Britannique) révèlent que jusqu'à 85,4 % et 91,4 % des résidents n'ont jamais subi

TABEAU 4
Taux de dépistage par endoscopie selon l'intervalle de temps en fonction des caractéristiques sociodémographiques, cliniques et géographiques (n^a = 13 949)

| Caractéristique | Dernier dépistage par endoscopie déclaré ^b | | | | | | | | | | | |
|--|---|---------|------|------------|---------|-----|----------------|---------|-----|--------|---------|------|
| | 0 à 5 ans | | | 6 à 10 ans | | | 10 ans et plus | | | Jamais | | |
| GLOBAL | Taux | IC 95 % | | Taux | IC 95 % | | Taux | IC 95 % | | Taux | IC 95 % | |
| | 8,8 | 8,2 | 9,5 | 1,5 | 1,2 | 1,8 | 1,0 | 0,8 | 1,2 | 88,7 | 88,0 | 89,4 |
| Sexe | | | | | | | | | | | | |
| Masculin | 9,0 | 8,0 | 10,0 | 1,3 | 0,9 | 1,7 | 1,1 | 0,7 | 1,5 | 88,7 | 87,6 | 89,7 |
| Féminin | 8,7 | 7,8 | 9,6 | 1,7 | 1,3 | 2,1 | 0,9 | 0,7 | 1,2 | 88,7 | 87,7 | 89,7 |
| Âge (ans) | | | | | | | | | | | | |
| 50 à 64 | 8,1 | 7,3 | 9,0 | 1,1 | 0,8 | 1,5 | 0,6 | 0,4 | 0,9 | 90,1 | 89,2 | 91,0 |
| 65 et plus | 10,0 | 8,9 | 11,0 | 2,0 | 1,6 | 2,5 | 1,6 | 1,2 | 2,0 | 86,5 | 85,3 | 87,6 |
| 50 à 59 | 7,3 | 6,4 | 8,3 | 1,0 | 0,7 | 1,4 | 0,5 | 0,3 | 0,8 | 91,1 | 90,1 | 92,2 |
| 60 à 69 | 10,4 | 9,2 | 11,6 | 1,8 | 1,2 | 2,4 | 1,0 | 0,6 | 1,4 | 86,9 | 85,6 | 88,2 |
| 70 à 79 | 10,3 | 8,8 | 11,8 | 2,1 | 1,6 | 2,7 | 1,7 | 0,9 | 2,4 | 86,0 | 84,3 | 87,7 |
| 80 à 89 | 9,7 | 6,6 | 12,8 | 1,6 | 0,7 | 2,5 | 2,1 | 1,3 | 3,0 | 86,6 | 83,4 | 89,8 |
| 90 à 100 | 2,7 | n/a | 5,7 | n/a | n/a | n/a | n/a | n/a | n/a | 94,6 | 90,5 | 98,8 |
| Région de résidence | | | | | | | | | | | | |
| Urbaine | 9,0 | 8,2 | 9,8 | 1,5 | 1,2 | 1,8 | 0,9 | 0,7 | 1,1 | 88,6 | 87,7 | 89,4 |
| Rurale | 8,2 | 7,1 | 9,4 | 1,4 | 0,9 | 1,9 | 1,2 | 0,6 | 1,9 | 89,1 | 87,8 | 90,4 |
| Études | | | | | | | | | | | | |
| < Niveau secondaire | 8,2 | 7,1 | 9,2 | 1,6 | 1,1 | 2,0 | 1,0 | 0,6 | 1,4 | 89,3 | 88,1 | 90,6 |
| Diplôme d'études secondaires | 8,4 | 6,8 | 10,0 | 1,3 | 0,7 | 1,9 | 1,0 | 0,5 | 1,4 | 89,3 | 87,6 | 91,1 |
| Études postsecondaires | 10,8 | 7,6 | 13,9 | 2,6 | 0,5 | 4,7 | 1,7 | n/a | 3,7 | 84,9 | 81,3 | 88,6 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 9,3 | 8,2 | 10,4 | 1,4 | 1,0 | 1,8 | 0,9 | 0,7 | 1,2 | 88,4 | 87,2 | 89,5 |
| Revenu du ménage | | | | | | | | | | | | |
| Faible à moyen inférieur | 8,8 | 7,5 | 10,2 | 1,6 | 1,1 | 2,0 | 1,2 | 0,8 | 1,7 | 88,4 | 87,0 | 89,8 |
| Moyen supérieur | 8,5 | 7,4 | 9,6 | 1,7 | 1,2 | 2,1 | 1,1 | 0,6 | 1,6 | 88,7 | 87,5 | 90,0 |
| Élevé | 9,1 | 7,7 | 10,4 | 1,5 | 0,8 | 2,2 | 0,7 | 0,4 | 1,0 | 88,7 | 87,2 | 90,2 |
| Maladie entérique | | | | | | | | | | | | |
| Oui | 23,2 | 16,5 | 29,9 | 4,1 | 1,6 | 6,6 | n/a | n/a | n/a | 71,0 | 63,7 | 78,2 |
| Non | 8,6 | 7,9 | 9,2 | 1,4 | 1,2 | 1,7 | 1,0 | 0,8 | 1,2 | 89,0 | 88,3 | 89,7 |
| Province de résidence^c | | | | | | | | | | | | |
| Terre-Neuve et Labrador | 9,0 | 7,3 | 10,8 | 1,7 | 0,7 | 2,7 | 1,2 | 0,5 | 2,0 | 88,1 | 86,1 | 90,0 |
| Colombie-Britannique | 6,5 | 5,7 | 7,4 | 1,2 | 0,8 | 1,6 | 0,8 | 0,5 | 1,2 | 91,4 | 90,5 | 92,4 |

Les pourcentages des taux représentent des données pondérées.

^a Nombre de personnes sondées ayant fourni des renseignements sur le dépistage par endoscopie et représentant 2 029 620 Canadiens.

Les taux sont fondés sur les réponses valides (excluant les valeurs manquantes).

^b Enquêtés classés selon la date de déclaration du dernier dépistage par endoscopie (sigmoïdoscopie ou colonoscopie).

Les endoscopies exécutées à d'autres fins que le dépistage sont exclues.

^c Les taux provinciaux pour l'Ontario et la Saskatchewan ne sont pas indiqués parce que nous ne disposons pas de données pour toutes les régions sanitaires.

n.d.= non disponible parce que les cellules de données non pondérées contenaient moins de 5 personnes (règle de Statistique Canada relative à la protection de la vie privée).

TABLEAU 5
Fréquence des trois variables de résultats touchant l'observation

| Résultat | n | % ^a |
|--|-----------|----------------|
| Observation des lignes directrices relatives au dépistage par RSOS^b | | |
| Oui | 356 535 | 15,1 |
| Non | 2 005 605 | 84,9 |
| Observation des lignes directrices relatives au dépistage par endoscopie^c | | |
| Oui | 490 128 | 20,6 |
| Non | 1 890 047 | 79,4 |
| Observation des lignes directrices en vigueur relatives au dépistage du CCR^d | | |
| Oui | 720 899 | 30,1 |
| Non ^e | 1 673 225 | 69,9 |

Tous les chiffres sont pondérés.

Comprend les procédures pour toutes les indications.

^a Fondé sur les réponses valides (exclut les valeurs manquantes).

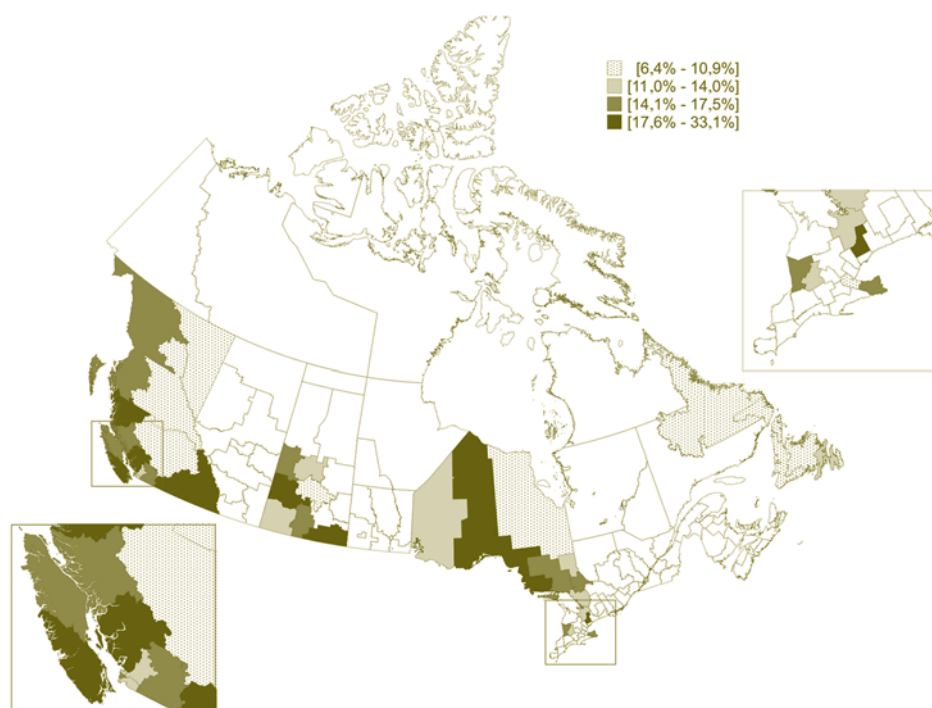
^b Utilisation déclarée dans les deux dernières années pour 16 545 enquêtés (valeurs manquantes pour 1,3 %).

^c Utilisation déclarée dans les dix dernières années pour 16 648 enquêtés (valeurs manquantes pour 0,6 %).

^d Utilisation déclarée de la RSOS dans les deux dernières années ou de l'endoscopie dans les dix dernières années pour 16 747 enquêtés.

^e Comprend 1,3 % de personnes sondées classées selon une seule procédure.

FIGURE 2
Taux d'observation des lignes directrices relatives au dépistage par RSOS dans les régions



*Utilisation de la RSOS dans les deux dernières années

FIGURE 3
Taux des personnes sondées n'ayant jamais utilisé la RSOS dans les régions sanitaires

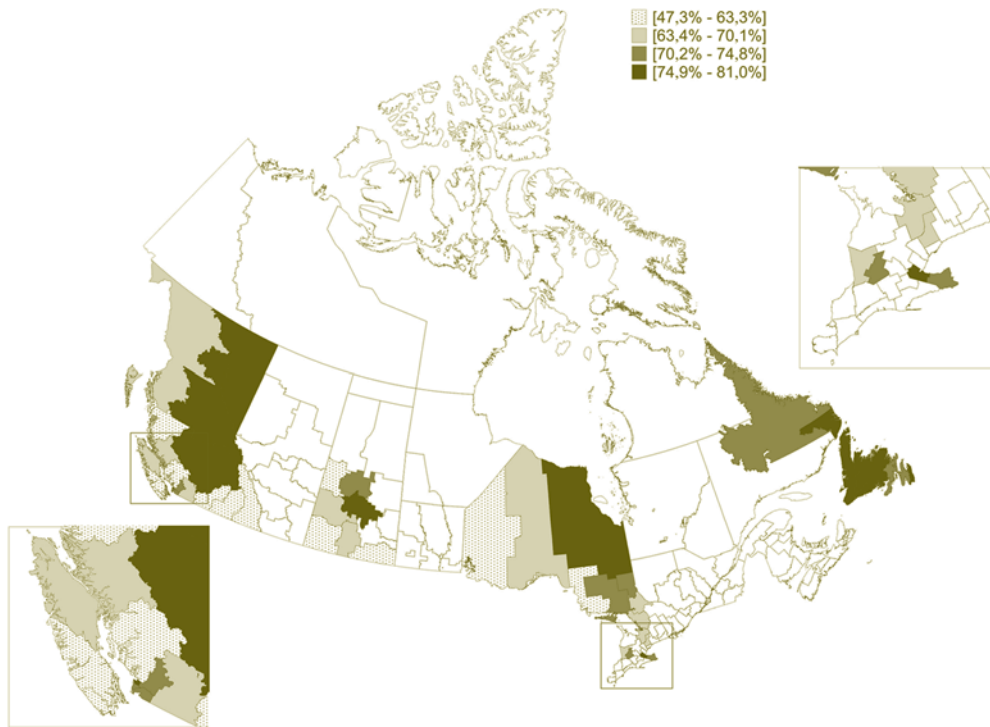
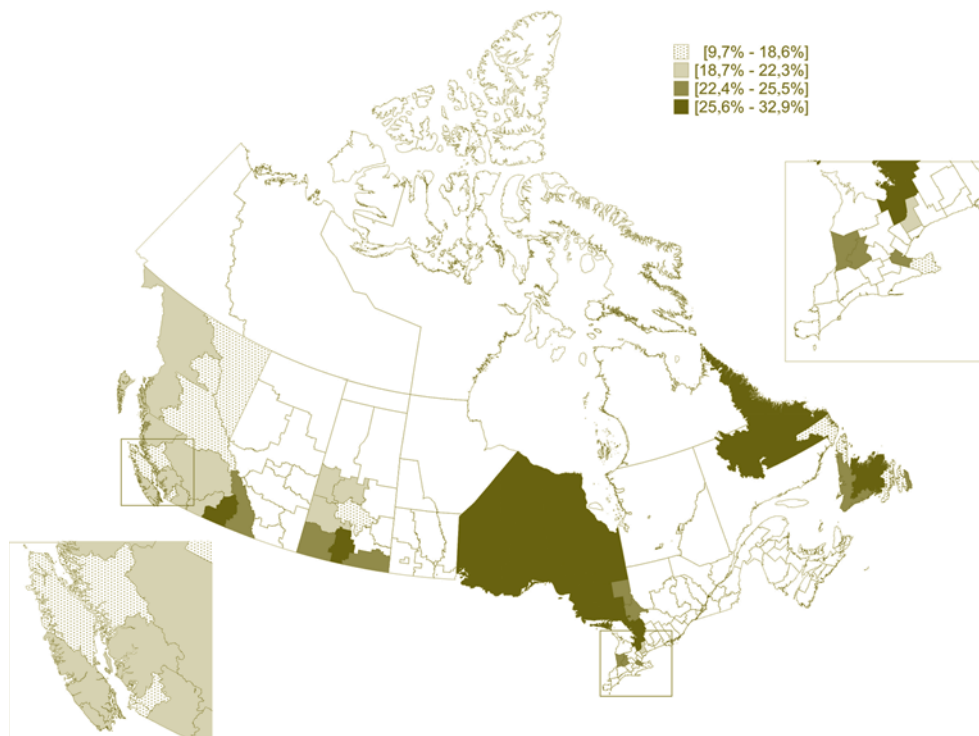


FIGURE 4
Taux d'observation des lignes directrices relatives au dépistage par endoscopie dans les régions sanitaires*



*Utilisation de la sigmoïdoscopie ou de la colonoscopie dans les dix dernières années

FIGURE 5
Taux des personnes sondées n'ayant jamais utilisé l'endoscopie dans les régions sanitaires

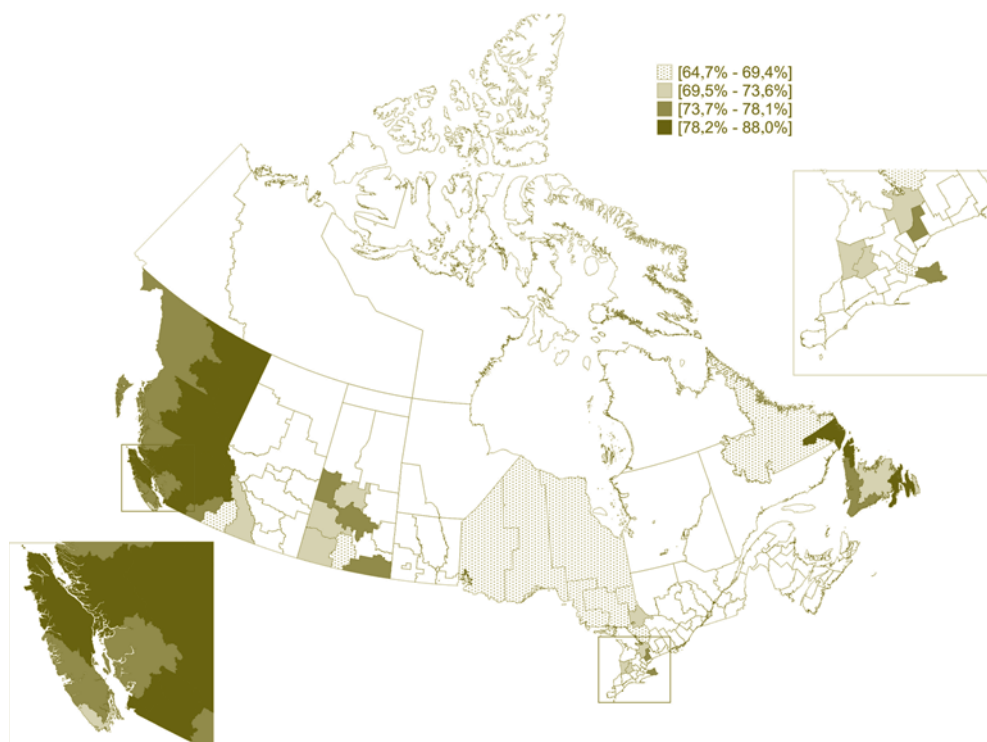
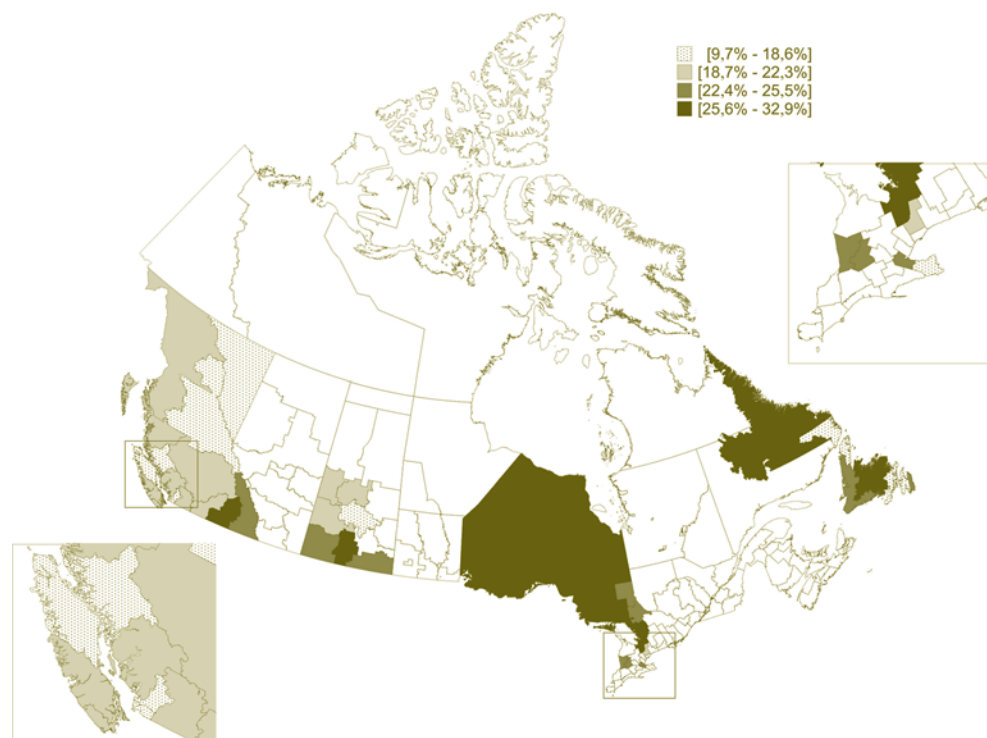


FIGURE 6
Taux d'inobservation des lignes directrices en vigueur relatives au dépistage du cancer colorectal dans les régions sanitaires*



*Non-utilisation de la RSOS dans les deux dernières années et de l'endoscopie dans les dix dernières années

de dépistage par RSOS et endoscopie, respectivement. Les taux de dépistage dans les régions sanitaires (de l'Ontario et de la Saskatchewan) sont faibles eux aussi, 85,5 % et 90,8 % de la population n'ayant jamais subi de dépistage par RSOS et endoscopie, respectivement. Les variations géographiques importantes rappellent les constatations d'une étude basée en Alberta²¹ et de plusieurs études menées aux États-Unis qui montrent d'importantes différences entre régions et États à l'égard de l'utilisation des tests de dépistage du CCR^{22,23}. Les variations géographiques liées à l'utilisation des services de prévention pour la santé sont évidentes pour d'autres formes de dépistage au Canada. Les taux d'utilisation du test Papanicolaou (Pap) dans les régions sanitaires de l'Ontario varieraient de 12 % à 74 %²⁴ tandis que dans l'ensemble du Canada, les taux provinciaux varient entre 70 % et 88 %²⁵. De même, des données d'enquêtes montrent que les taux provinciaux de dépistage du cancer du sein au Canada varient d'environ 9 % au Nunavut à 67 % au Nouveau-Brunswick²⁵.

Les taux de dépistage du CCR varient aussi en fonction de l'âge. Les enquêtés de 65 ans et plus subissent plus souvent des tests de dépistage par RSOS et endoscopie que leurs cadets, comme d'autres auteurs l'ont constaté²⁶⁻³⁴. Les enquêtés de 50 à 59 ans sont moins susceptibles de déclarer avoir subi un dépistage du CCR, ce qui semble révéler une acceptation à retardement des recommandations relatives au dépistage du CCR soit chez les médecins, soit chez leurs patients plus jeunes, ou les deux, puisqu'au moment de l'enquête, aucun programme de dépistage du CCR n'était en vigueur. En outre, les taux de dépistage par RSOS et endoscopie fléchissent dans le groupe des 80 à 89 ans et, pour l'endoscopie, ils chutent de façon spectaculaire dans le groupe des 90 à 100 ans. Ces constatations sont peut-être un reflet du modèle de rentabilité proposé pour la population canadienne qui recommande de cesser le dépistage à l'âge de 74 ans^{3,35}.

Nous n'avons relevé aucune différence significative des taux de dépistage du CCR selon la région de résidence urbaine ou rurale, ce qui donne à penser que la variation des taux de dépistage n'est pas due

à la disponibilité de ressources sanitaires. Nous aurions pu croire que les régions rurales auraient été défavorisées quant à l'accessibilité de la sigmoïdoscopie et de la colonoscopie et, par conséquent, plus susceptibles d'employer la RSOS, plus facilement disponible. Notre constatation corrobore celle rapportée dans une autre étude canadienne qui a relevé des taux d'utilisation de procédures de dépistage du CCR semblables dans les régions rurales et urbaines²¹. Une explication possible de l'absence de variabilité entre les régions résidentielles peut tenir aux similitudes régionales en fait de style d'exercice de la médecine. Puisque la RSOS et l'endoscopie sont considérées comme les principales modalités de dépistage, les médecins qui adhèrent au dépistage par endoscopie peuvent recommander l'endoscopie peu importe que les installations soient situées hors de la région de résidence du patient.

Les taux d'utilisation de la RSOS sont légèrement plus élevés pour la période entre un et deux ans auparavant et l'an dernier tandis que les taux d'utilisation de l'endoscopie sont multipliés presque par six pour la dernière décennie. Ces tendances indiquent non seulement une augmentation régulière du dépistage du CCR, elles peuvent illustrer aussi une transition de la RSOS en faveur de l'endoscopie comme modalité principale de dépistage du CCR^{21,34,36-39}. Ces constatations devraient alerter les décideurs et les responsables de l'élaboration des politiques d'une demande accrue imminente pour le dépistage par endoscopie puisqu'à l'heure actuelle, les ressources sont insuffisantes pour satisfaire à cette demande³⁵.

Au Canada en 2003, 78,4 % et 88,7 % des personnes sondées n'avaient jamais subi de dépistage par RSOS ou endoscopie, respectivement. Ces constatations rappellent celles d'études basées sur des populations aux États-Unis qui ont révélé que jusqu'à 65 % des personnes sondées n'avaient jamais subi l'un ou l'autre de ces examens^{7,11,36} et d'une étude canadienne qui rapporte que jusqu'à 77 % des personnes sondées n'ont jamais subi de dépistage du CCR¹⁴. De même, dans le cadre d'une étude de suivi, après six ans,

portant sur les bénéficiaires de l'Ontario, près de 80 % des personnes admissibles au dépistage du CCR, âgées de 50 ans à 59 ans, n'avaient pas subi d'examen du gros intestin¹². Nos constatations révèlent non seulement la sous-utilisation flagrante du dépistage du CCR, elles montrent également que les taux de dépistage du CCR sont nettement plus faibles que ceux du dépistage du cancer du sein ou du col^{8,37,40}. En 2003, la proportion des femmes admissibles qui ont subi un test de dépistage conformément aux recommandations des lignes directrices s'établissait à 79 % pour le test Pap et 61 % pour la mammographie, ce dernier taux représentant une augmentation par rapport à 53 % en 2001²⁵. L'augmentation des taux de dépistage du cancer du sein peut s'expliquer par le nombre grandissant de femmes inscrites à des programmes de dépistage du cancer du sein organisés par les provinces, programmes que toutes les provinces canadiennes ont adoptés⁴¹. Les initiatives multimodales qui se sont révélées efficaces pour améliorer les taux de dépistage du cancer du sein pourraient être efficaces pour augmenter les taux de dépistage du CCR. Indubitablement, la prestation du dépistage du CCR dans le contexte d'un programme organisé peut se révéler avantageuse en favorisant la sensibilisation au dépistage du CCR, en particulier chez les plus jeunes, et le suivi du dépistage du CCR selon les recommandations des lignes directrices pour les Canadiens présentant un risque moyen.

Il est important de prendre en compte plusieurs limitations et plusieurs forces en interprétant nos constatations. Les taux de dépistage par endoscopie peuvent avoir été surestimés parce que des personnes interrogées souffrant de maladies entériques peuvent avoir déclaré une procédure de dépistage. Étant donné que la maladie intestinale inflammatoire constitue un facteur de risque au développement du CCR, on conseille aux individus atteints par cette dernière de subir une procédure de surveillance par colonoscopie à intervalles réguliers comparativement à ceux qui sont moyennement à risque. Toutefois, cela n'aurait pas modifié de façon appréciable les taux de dépistage parce que

moins de 1 % de la population de l'étude aurait été mal classifiée (3,6 % des interrogés souffraient de maladies entériques, dont 23 % avaient subi un dépistage par endoscopie au cours des cinq dernières années). L'observation des lignes directrices relatives au dépistage par endoscopie peut avoir été surestimée si les personnes qui ont subi une sigmoïdoscopie au-delà des cinq années recommandées ont été incluses. L'observation des lignes directrices en vigueur relatives au dépistage du CCR peut avoir été sous-estimée puisque 1,3 % des interrogés ont été classés dans la catégorie d'inobservation en fonction d'une seule procédure. Les taux de dépistage du CCR peuvent avoir été légèrement sous-estimés puisque certains des interrogés âgés de 50 ans qui ont déclaré n'avoir pas subi de dépistage au moment de l'enquête peuvent avoir subi un test de dépistage avant la fin de leur 50^e année. Compte tenu de la grande variabilité géographique, nous ne pouvons probablement pas généraliser les résultats aux provinces canadiennes pour lesquelles des données sur le dépistage du CCR ne sont pas disponibles.

Il est difficile du point de vue méthodologique de déterminer la mesure dans laquelle le dépistage du CCR est exécuté à l'échelle nationale. Si les études fondées sur des bases de données administratives ne peuvent établir de distinction entre des examens de dépistage et ceux qui sont exécutés pour d'autres indications, des enquêtes comme le cycle 2.1 de l'ESCC renferment des réponses qui permettent de déterminer l'indication de la procédure. Par contraste, les enquêtes qui reposent sur l'autodéclaration peuvent difficilement faire la distinction entre la sigmoïdoscopie et la colonoscopie. Cependant, il est possible d'obtenir une bonne sensibilité et une bonne spécificité pour l'utilisation autodéclarée des procédures lorsque les deux procédures sont regroupées^{42,43}, comme cela a été fait dans l'ESCC.

Les forces de l'étude comprennent 1) la définition de l'observation des lignes directrices en vigueur relatives au dépistage du CCR en fonction de critères multiples pour obtenir un instantané (aperçu) de la proportion de la population qui a subi un dépistage du CCR; et 2) la détermination

des résultats dans une population où plus de 96% des gens courent le risque de développer un CCR. Enfin, les taux selon la région géographique sont susceptibles de rester stables sur des intervalles de temps courts compte tenu que 4,1 % seulement des Canadiens âgés de 45 ans et plus changent de province de résidence dans une année donnée⁴⁴.

Conclusion

En résumé, la plupart des interrogés présentant un risque moyen n'avaient jamais subi de dépistage du CCR, soit par RSOS soit par endoscopie, puisque près de 70 % des interrogés n'observaient pas les lignes directrices en vigueur relatives au dépistage. Les taux plus élevés d'inobservation des lignes directrices relatives au dépistage du CCR chez les enquêtés âgés de 50 à 59 ans semblent indiquer l'adhésion à retardement des recommandations en question chez les médecins et les Canadiens plus jeunes présentant un risque moyen. Nous ne pouvons pas déterminer pourquoi les taux de dépistage sont plus faibles dans la plupart des régions de la Colombie-Britannique. L'utilisation plus grande de l'endoscopie par opposition à la RSOS porte à croire qu'elle peut être employée de plus en plus en guise de principale stratégie de dépistage du CCR. L'absence de différence entre régions urbaines et rurales semble indiquer que l'absence de ressources dans les régions rurales n'est pas un obstacle au dépistage du CCR. Les taux de dépistage très faibles révélés dans la présente étude, de pair avec la preuve que le dépistage du CCR peut réduire l'incidence et la mortalité du CCR donnent à penser que des initiatives multimodales s'imposent pour sensibiliser davantage les Canadiens au dépistage du CCR et pour augmenter les taux d'utilisation des modalités de dépistage.

Remerciements

La présente recherche a bénéficié d'une subvention des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), MOP 77666.

Maida J. Sewitch, Ph.D., bénéficie d'un soutien comme chercheur de la Société canadienne du cancer grâce à une subvention de l'Institut national du cancer du Canada.

Les auteurs ont obtenu l'approbation du conseil de l'éthique en recherche de l'Institut de recherche du Centre universitaire de santé McGill et la permission de Statistique Canada avant le début de l'étude.

References

1. Société canadienne du cancer/Institut national du cancer du Canada. Statistiques canadiennes sur le cancer 2008, Toronto, 2008.
2. Agence de la santé publique du Canada. Réduire la mortalité associée au cancer colorectal au Canada grâce au dépistage, 2002. URL : <http://www.phac-aspc.gc.ca/publicat/ncccs-cndcc/ccsrec-fra.php>.
3. Leddin D. The Canadian Association of Gastroenterology position on colon cancer screening. *Can J Gastroenterol.* 2003;17(2):133-134.
4. Société canadienne du cancer. Dépistage du cancer colorectal, 2004. URL : http://www.cancer.ca/ccs/internet/standard/0,,3649_10175_74577648_langId-fr,00.html.
5. U.S. Preventive Services Task Force. Screening for colorectal cancer: recommendations and rationale. *Ann Intern Med.* 2002;137(2):129-131.
6. Winawer S, Fletcher R, Rex D et al. Colorectal cancer screening and surveillance: clinical guidelines and rationale-update based on new evidence. *Gastroenterology.* 2003;124:544-560.
7. Ata A, Elzey JD, Insaf TZ, Grau AM, Stain SC, Ahmed NU. Colorectal cancer prevention: adherence patterns and correlates of tests done for screening purposes within United States populations. *Cancer Detect Prev.* 2006;30(2):134-143.
8. Increased use of colorectal cancer tests – United States, 2002 and 2004. *MMWR Morb Mortal Wkly Rep.* 2006;55(11):308-311.

9. McGlynn EA, Asch SM, Adams J, et al. The quality of health care delivered to adults in the United States. *N Engl J Med.* 2003; 348(26):2635-2645.
10. Etzioni DA, Ponce NA, Babey SH et al. A population-based study of colorectal cancer test use: results from the 2001 California Health Interview Survey. *Cancer.* 2004; 101(11):2523-2532.
11. McQueen A, Vernon SA, Meissner HI, Klabunde CN. Are there gender differences in colorectal cancer test use prevalence and correlates? *Cancer Epidemiology, Biomarkers & Prevention.* 2006;15(4): 782-791.
12. Rabeneck L, Paszat LF. A population-based estimate of the extent of colorectal cancer screening in Ontario. *Am J Gastroenterol.* 2004;99(6):1141-1144.
13. Vinden C, Schultz S, Rabeneck L. ICES Research Atlas: Use of Large Bowel Procedures in Ontario, Toronto, Institute for Clinical Evaluative Sciences (ICES), 2004.
14. Ramji F, Cotterchio M, Manno M, Rabeneck L, Gallinger S. Association between subject factors and colorectal cancer screening participation in Ontario, Canada. *Cancer Detection and Prevention.* 2005;29(3): 221-226.
15. McGregor SE, Hilsden RJ, Li FX, Bryant HE, Murray A. Low uptake of colorectal cancer screening 3 years after release of national recommendations for screening. *Am J Gastroenterol.* 2007;102(8):1727-1735.
16. Statistique Canada. Le cycle 2.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003. URL : http://www.statcan.ca/francais/concepts/health/cycle2_1/cchsinfo_f.htm.
17. Statistique Canada. Le cycle 2.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2002.
18. Statistique Canada. Régions sociosanitaires : limites et correspondance avec la géographie du recensement, 2003, n° 82-402-XIE au catalogue.
19. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes 2003 : Fichier de microdonnées à grande diffusion – Guide de l'utilisateur, 2005:22-32.
20. SAS Version 8.02. Cary, North Carolina, USA, 2001.
21. Hilsden RJ. Patterns of use of flexible sigmoidoscopy, colonoscopy and gastroscopy: a population-based study in a Canadian province. *Can J Gastroenterol.* 2004;18(4):213-2119.
22. Ko CW, Kreuter W, Baldwin L-M. Persistent demographic differences in colorectal cancer screening utilization despite Medicare reimbursement. *BMC Gastroenterol.* 2005;5(1):10.
23. Cooper GS, Koroukian SM. Geographic variation among Medicare beneficiaries in the use of colorectal carcinoma screening procedures. *Am J Gastroenterol.* 2004; 99(8):1544-1550.
24. Fehringer G, Howlett R, Cotterchio M, Klar N, Majpruz-Moat V, Mai V. Comparison of papanicolaou (Pap) test rates across Ontario and factors associated with cervical screening. *Can J Public Health.* 2005;96(2):140-144.
25. Société canadienne du cancer/Institut national du cancer du Canada. Statistiques canadiennes du cancer 2006.
26. Lemon S, Zapka J, Luckmann R, Chasan-Taber L. Colorectal cancer screening participation: comparisons with mammography and prostate-specific antigen screening. *Am J Pub Health.* 2001;91(8):1264-1272.
27. Cokkinides VE, Chao A, Smith RA, Vernon SW, Thun MJ. Correlates of underutilization of colorectal cancer screening among U.S. adults, age 50 years and older. *Prev Med.* 2003;36(1):85-91.
28. Nadel MR, Blackman DK, Shapiro JA, Seef LC. Are people being screened for colorectal cancer as recommended? Results from the National Health Interview Survey. *Prev Med.* 2002;35(3):199-206.
29. Walsh JME, Posner SF, Perez-Stable J. Colon cancer screening in the ambulatory setting. *Prev Med.* 2002;35(3):209-218.
30. Thompson B, Coronado GD, Solomon CC, McClerran DF, Neuhaus ML, Feng Z. Cancer prevention behaviours and socioeconomic status among Hispanics and non-Hispanic whites in a rural population in the United States. *Cancer Causes and Control.* 2002;13(8):719-728.
31. Brawarsky P, Brooks DR, Mucci LA. Correlates of colorectal cancer testing in Massachusetts men and women. *Prev Med.* 2003;36(6):659-668.
32. Ioannou GN, Chapko MK, Dominitz JA. Predictors of colorectal cancer screening participation in the United States. *Am J Gastroenterol.* 2003;98(9):2082-2091.
33. Madlensky L, Esplen MJ, Gallinger S, McLaughlin JR, Goel V. Relatives of colorectal cancer patients. Factors associated with screening behavior. *Am J Prev Med.* 2003; 25(3):187-194.
34. Harewood GC, Lieberman DA. Colonoscopy practice patterns since introduction of Medicare coverage for average-risk screening. *Clin Gastroenterol Hepatol.* 2004;2(1):72-77.
35. Flanagan WM, LePetit C, Berthelot JM, White KJ, Coombs BA, Jones-McLean E. Potential impact of population-based colorectal cancer screening in Canada. *Chronic Dis Can.* 2003; 24(4):81-88.
36. Colorectal cancer test use among persons aged > or = 50 years – United States, 2001. *MMWR Morb Mortal Wkly Rep.* 2003; 52(10):193-196.
37. Swan J, Breen N, Coates RJ, Rimer BK, Lee NC. Progress in cancer screening practices in the United States. Results from the 2000 National Health Interview Survey. *Cancer.* 2003; 97(6):1528-1540.

-
38. Robertson RH, Burkhardt JH, Powell MP, Eloubeidi MA, Pisu M, Weissman NW. Trends in colon cancer screening procedures in the US Medicare and Tricare populations: 1999-2001. *Prev Med* 2006; 42(6):460-462.
 39. Meissner HI, Breen N, Klabunde CN, Vernon SW. Patterns of colorectal cancer screening uptake among men and women in the United States. *Cancer Epidemiology, Biomarkers & Prevention* 2006;15(2):389-394.
 40. Miedema BB, Tatemichi S. Breast and cervical cancer screening for women between 50 and 69 years of age: what prompts women to screen? *Womens Health Issues*. 2003; 13(5):180-184.
 41. Wadden N, Doyle GP. Breast cancer screening in Canada: a review. *Can Assoc Radiol J*. 2005;56(5):271-275.
 42. Baier M, Calonge N, Cutter G et al. Validity of self-reported colorectal cancer screening behavior. *Cancer Epidemiology, Biomarkers & Prevention*. 2000;9(2):229-232.
 43. Madlensky L, McLaughlin J, Goel V. A comparison of self-reported colorectal screening with medical records. *Cancer Epidemiology, Biomarkers & Prevention*. 2003;12(7):656-659.
 44. Statistique Canada. Population de 1 an et plus selon les groupes d'âge, par mobilité (lieu de résidence 1 an auparavant), Canada, provinces et territoires, recensement de 1996 - Données-échantillon (20 %). URL : http://www.statcan.ca/francais/census96/apr14/mob2_f.htm .

Surveillance des accidents vasculaires cérébraux au Manitoba, Canada : Estimations fondées sur des bases de données administratives

DF Moore, M.D., Ph.D. (1); LM Lix, Ph.D. (2); MS Yogendran, M.Sc. (3); P Martens, Ph.D. (3); A Tamayo, M.D. (4)

Résumé

Dans la présente étude, nous nous sommes penchés sur l'utilisation des bases de données administratives en matière de population dans la surveillance des accidents vasculaires cérébraux. Nous avons tout d'abord effectué une méta-analyse de quatre études, relevées au moyen d'une recherche dans PubMed, qui visaient à évaluer la sensibilité et la spécificité des données des hôpitaux dans la détermination des cas d'accident vasculaire cérébral lorsque les registres cliniques ou les dossiers médicaux étaient la méthode de référence. Nous avons ensuite mis au point des algorithmes de détermination des cas fondés sur les données des hôpitaux ainsi que les données relatives aux médecins et aux médicaments de prescription. Enfin, nous avons appliqué ces algorithmes aux données administratives du Manitoba, ce qui a permis d'obtenir des estimations de la prévalence pour les années financières 1995-1996 à 2003-2004, par groupe d'âge, sexe, région de résidence et quintile de revenu. Les résultats de la méta-analyse ont fait ressortir une certaine surdétermination des cas d'accident vasculaire cérébral à partir des données des hôpitaux, lorsque l'algorithme était fondé sur les codes de diagnostic applicables à n'importe quel type de maladie vasculaire cérébrale (rapport de cotes de Mantel-Haenszel [RC] = 1,70 [intervalle de confiance (IC) à 95 % : 1,53-1,88]). Les analyses des données administratives du Manitoba ont révélé que même si le nombre total de cas d'accident vasculaire cérébral variait considérablement selon l'algorithme, la tendance de la prévalence était stable indépendamment de l'algorithme utilisé.

Mots clés : données administratives, surveillance, santé de la population, accident vasculaire cérébral, longitudinal, diagnostics

Introduction

L'accident vasculaire cérébral (AVC) se classe au troisième rang, après les cardiopathies et le cancer, parmi les causes de mortalité au Canada et dans les autres pays industrialisés; on estime que le fardeau et le taux de létalité liés à l'accident vasculaire cérébral surpassent ceux des autres maladies chroniques¹⁻³. Malgré les progrès réalisés dans le domaine du traitement de l'accident vasculaire cérébral (AVC) aigu, la prévention des facteurs de risque liés à l'AVC demeurera sans doute le moyen le plus efficace de réduire le fardeau de la maladie⁴. La surveillance en matière

de population permet aux chercheurs et aux analystes des politiques de décrire le fardeau de la maladie dans des groupes de population définis, en fonction de caractéristiques comme l'âge, le sexe, la région de résidence et le niveau de revenu. La surveillance peut aussi faciliter les évaluations de l'efficacité des stratégies de prévention du risque au fil du temps. Les vastes bases de données administratives ont été utilisées à des fins de surveillance en matière de population de plusieurs maladies chroniques, dont l'accident vasculaire cérébral^{5,6}. Les données administratives présentent

notamment les avantages suivants : a) capacité d'appliquer les estimations de la prévalence à l'ensemble de la population plutôt qu'à des sous-populations précises seulement, b) faibles coûts associés à l'établissement et au maintien d'un système de surveillance⁷, c) capacité de suivre les tendances de la prévalence et d) possibilité d'examiner des états comorbides connexes⁷.

Les données administratives des hôpitaux ont souvent servi à identifier les cas d'AVC dans la population, mais rares sont les études qui se sont intéressées à l'utilisation, à cette fin, des données relatives aux demandes de paiement des médecins⁸⁻¹². Lors de la mise au point des algorithmes de détermination des cas au moyen de données administratives, le choix des codes de diagnostic à utiliser dans l'identification des cas d'AVC constituait une étape cruciale. Un algorithme fondé sur les codes diagnostiques visant toutes les formes de maladie vasculaire cérébrale aurait eu pour effet d'accroître la sensibilité, mais il aurait risqué d'entraîner une surdétermination des cas d'AVC, comparativement à une source de données cliniques. Un algorithme fondé sur un ensemble plus restreint de codes diagnostiques aurait permis d'accroître la spécificité, mais aurait pu donner lieu à des estimations prudentes du nombre de cas d'AVC^{13,14}. Dans les publications médicales, l'AVC ischémique est souvent classé selon les critères du système TOAST (*Trial of ORG 10172 in Acute Stroke Treatment*)¹⁵⁻¹⁷. Ce système de classification permet de mieux définir l'étiologie de l'AVC

Coordonnées des auteurs

1 Walter Reed Army Medical Center, Washington, DC

2 School of Public Health, University of Saskatchewan, Saskatoon (Saskatchewan)

3 Centre manitobain des politiques en matière de santé, Département des sciences de la santé communautaire, Université du Manitoba (Manitoba)

4 Office régional de la santé de Brandon, Brandon (Manitoba)

Correspondance : Lisa M. Lix, University of Saskatchewan, Health Sciences Building, 107 Wiggins Road, Saskatoon (Saskatchewan) S7N 5E5, Tél. : 306-966-1617, Téléc. : 306-966-7920, Courriel : lisa.lix@usask.ca

ischémique, en mettant l'accent sur les stratégies de traitement clinique, telles que l'administration de warfarine, dans les cas d'accident cardio-embolique, ou d'antiagrégants plaquettaires dans les cas d'affection des gros et des petits vaisseaux.

Pour l'instant, aucune étude n'a tenté d'élargir la méthode de détermination des cas d'AVC en incluant les données tirées des registres de délivrance de médicaments prescrits à la population⁷, qui sont maintenant systématiquement conservées dans un certain nombre de juridictions. Il se peut que la combinaison de ces trois sources de données – départs des hôpitaux, demandes de paiement des médecins et registres des médicaments de prescription – permette d'améliorer la détermination des cas d'AVC^{18,19}. En fait, dans une étude portant sur six maladies chroniques (hypertension, insuffisance cardiaque, maladie pulmonaire chronique, arthrite, glaucome et diabète), le recours à plusieurs bases de données administratives dans la détermination des cas a permis d'atteindre une spécificité supérieure à 0,95 et une sensibilité dépassant 0,90, comparative-ment à une source de données de validation indépendante²⁰.

Dans la présente étude, nous avons tout d'abord eu recours à des techniques de méta-analyse pour évaluer la validité des diagnostics figurant dans les données administratives à des fins de détermination des cas d'AVC. Nous avons ensuite appliqué les résultats de la méta-analyse pour mettre au point des algorithmes de détermination des cas fondés sur les diagnostics consignés dans les données des hôpitaux et des médecins ainsi que dans les dossiers de délivrance des médicaments de prescription utilisés dans le traitement de l'AVC. Nous avons enfin appliqué les algorithmes aux données administratives du Manitoba (Canada), pour estimer la prévalence de l'AVC selon l'âge, le sexe, la région de résidence et le groupe de revenu au fil du temps.

Méthodologie

Méta-analyse de la détermination des cas d'accident vasculaire cérébral

Une recherche exhaustive dans PubMed à l'aide des termes *administrative database* (base de données administratives) **ET** *stroke* (accident vasculaire cérébral) **OU** *cerebrovascular disease* (maladie vasculaire cérébrale) a permis de relever en tout vingt-huit articles pour la période 1965-2005. Après un examen approfondi de ces articles, effectué par l'auteur principal, quatre ont été retenus en vue d'un examen au moyen des techniques de méta-analyse. Toutes les études retenues avaient utilisé une « méthode de référence », c'est-à-dire un registre des AVC tenu de manière indépendante ou un examen prospectif ou rétrospectif des dossiers, pour valider les données administratives à des fins de détermination des cas d'AVC. Les études retenues pour la méta-analyse reposaient sur des données d'hôpitaux dans lesquelles les diagnostics avaient été codés au moyen de la Classification internationale des maladies, 9^e révision (CIM-9). Les études exclues de la méta-analyse n'avaient pas validé les données administratives, n'avaient pas eu recours aux codes de la CIM-9 pour déterminer les cas de maladie et/ou ne fournissaient pas les renseignements nécessaires à la création d'un tableau de classification 2 x 2 composé du nombre de cas et de non-cas d'AVC dans les ensembles de données administratives et de données de validation.

Dans les études retenues pour la méta-analyse, les cas d'AVC étaient identifiés au moyen d'un algorithme « sensible » fondé sur tous les codes diagnostiques de la maladie vasculaire cérébrale (c.-à-d. codes 430 à 438 de la CIM-9-MC) et/ou d'un algorithme « spécifique », fondé sur un sous-ensemble de codes de la CIM-9-MC, lesquels sont les plus susceptibles d'identifier uniquement les cas d'AVC aigus à partir des données administratives.

Nous avons calculé les rapports de cotes (RC) pour chacune des études incluses dans la méta-analyse pour les algorithmes sensible et spécifique. Nous avons calculé les rapports de cotes groupés pour les algorithmes sensible et spécifique au moyen de

la méthode de Mantel-Haenszel^{21,22}. Les RC groupés ont été basés sur trois ensembles de données dans le cas de l'algorithme sensible, et sur quatre ensembles de données dans le cas de l'algorithme spécifique. Un RC = 1,0 indique que la probabilité d'un événement (c.-à-d. la détermination d'un cas d'AVC) est la même que l'on utilise les données administratives ou la source de données de validation. Un RC > 1,0 indique que les données administratives ont conduit à une surestimation du nombre de cas d'AVC comparativement à la source de données de validation; en revanche, un RC < 1,0 indique que le nombre de cas d'AVC est plus faible lorsqu'on utilise les données administratives plutôt que la source de données de validation. Pour effectuer la méta-analyse, nous avons utilisé le logiciel SAS²³.

Détermination des cas d'AVC à partir des données administratives du Manitoba

Pour estimer la prévalence de l'AVC avec les algorithmes de détermination des cas sensible et spécifique, nous avons eu recours au Dépôt de recherche, logé au Centre manitobain des politiques en matière de santé (CMPS). Le Dépôt de recherche a été utilisé dans de nombreuses études sur la santé de la population et l'utilisation des services de santé^{24,25}.

Le CMPS conserve, relativement à toutes les personnes inscrites au registre de l'assurance-maladie du Manitoba, des données administratives des populations exhaustives, portant sur les départs des hôpitaux, les demandes de paiement des médecins et la délivrance des médicaments de prescription pour les patients non hospitalisés⁵. Selon les données de recensement de Statistique Canada, le Manitoba compte environ 1,2 million d'habitants²⁶. Comme il n'y a pas de cotisation à payer, rares sont les personnes qui n'adhèrent pas au régime d'assurance-maladie⁵. Il est possible de coupler, dans le temps, les fichiers de données administratives du Dépôt à l'aide d'un numéro d'identification personnelle de santé (NIPS) unique anonymisé. Les données démographiques relatives aux personnes inscrites à l'assurance-maladie, notamment l'âge, le sexe et le lieu géographique de résidence, peuvent être obtenues à partir du Dépôt,

par couplage avec le registre de la population. Nous avons également pu déterminer les groupes de revenu en couplant les données du Dépôt avec celles relatives aux aires de diffusion. Ces dernières sont les plus petites régions géographiques pour lesquelles les données du recensement de Santé Canada sont diffusées.

Une feuille sommaire est remplie sur place au moment du départ d'un patient d'un établissement de soins actifs; chaque feuille sommaire contient jusqu'à 16 codes diagnostiques. Les demandes de paiement des médecins contiennent un seul code diagnostique. Au Manitoba, un petit nombre de médecins sont salariés; toutefois, la majorité d'entre eux soumettent une « demande de paiement pro forma » à des fins de facturation. On a estimé que les demandes de paiement pro forma rendent compte d'au moins 80 % de ces services (Katz A., communication personnelle, février 2007). Dans les données des hôpitaux et des médecins, les diagnostics ont été consignés au moyen de la CIM-9-MC jusqu'à l'année financière 2003-2004, mais à compter de l'année financière 2004-2005, on a introduit les codes de la CIM-10-CA dans les données de départ des hôpitaux.

Le Réseau pharmaceutique informatisé (RPI) est une base de données en ligne, au point de vente, sur les médicaments de prescription, qui relie toutes les pharmacies de détail au Manitoba. Le RPI enregistre la délivrance des médicaments de prescription pour tous les résidents du Manitoba, indépendamment du régime d'assurance dont ils bénéficient. Les médicaments de prescription sont identifiés au moyen des DIN (numéro d'identification du médicament), lesquels sont couplés avec la Base de données sur les produits pharmaceutiques (BDPP) de Santé Canada. Les codes du Système de classification anatomique, thérapeutique, chimique (ATC)²⁷ sont ajoutés de façon à permettre le classement des médicaments dans les sous groupes thérapeutiques et pharmacologiques appropriés.

Nous avons effectué des recherches parmi les 16 champs diagnostiques figurant dans les feuilles sommaires de départ des

hôpitaux pour relever les cas d'AVC. On trouve au tableau 1 les codes de la CIM-9-MC correspondant à la maladie vasculaire cérébrale, le type d'AVC auquel chaque code correspond et sa relation avec les critères du système TOAST. Selon ce système, l'AVC est considéré comme un AVC lié à : a) l'athérosclérose d'une grosse artère (y compris la thrombose d'une grosse artère et l'embolie d'artère à artère), b) l'embolie cardiaque, c) l'occlusion d'une petite artère, d) un accident vasculaire cérébral attribuable à une autre cause définie et/ou e) un accident vasculaire cérébral de cause indéterminée. La catégorie accident cardio-embolique du système TOAST ne peut être indiquée au moyen des codes de la CIM-9-MC.

Après avoir passé en revue la littérature et consulté des spécialistes cliniques, les auteurs ont retenu les catégories suivantes de médicaments dans l'identification des cas d'AVC à partir des données du RPI : a) les *antiagrégants plaquettaires*, tels que l'aspirine (AAS) à la dose de 81 ou 325 mg une fois par jour, le clopidogrel, la ticlopidine, le dipyridamole et des associations médicamenteuses telles que Aggrenox

(AAS 25 mg, dipyridamole 200 mg, à libération lente) b) les *anticoagulants oraux*, tels que la warfarine, la phénindione et la nicoumalone. Les codes ATC (cinquième niveau) étaient les suivants : B01AA02, B01AA03, B01AA07, B01AC07, B01AB01, B01AC30, B01AC05, B01AC06, B01AC04, B01AB09, B01AB04, B01AB10. Les agents thrombolytiques comme le rt-PA (activateur tissulaire du plasminogène recombinant) et les antiagrégants plaquettaires intraveineux (anti GP 2b/3a), comme l'abciximab, le tirofiban et l'eptifibatide, n'ont pu être identifiés parmi les données du RPI.

Nous avons utilisé les règles suivantes pour déterminer les cas d'AVC : au moins un départ de l'hôpital au cours d'une année financière (c.-à-d. H 1 +), ou au moins deux demandes de paiement d'un médecin pour le code de la CIM-9-MC (c.-à-d. M 2 +) au cours d'une année financière, ou au moins une demande de paiement d'un médecin au cours d'une année financière ainsi qu'au moins deux enregistrements de médicaments de prescription au cours d'une année financière (c.-à-d. M 1 + et Rx 2 +). Nous avons calculé le nombre de cas pour chacune des années

TABLEAU 1
Codes de la CIM-9-MC pour la détermination des cas d'accident vasculaire cérébral à partir des données administratives, relation avec les critères TOAST et fréquence dans les départs des hôpitaux au Manitoba, 1995-1996 à 2003-2004

| Code de la CIM-9-MC | Type d'AVC | Critères TOAST | Fréq. ^b | % |
|---------------------|---|--|--------------------|--------------|
| 430 | Hémorragie sous arachnoïdienne | s.o. ^a | 901 | 1,7 |
| 431 | Hémorragie cérébrale | s.o. | 2038 | 4,0 |
| 432 | Hémorragies intracrâniennes autres et sans précision | s.o. | 951 | 1,8 |
| 433 | Occlusion et sténose des artères précérébrales | Maladie des gros vaisseaux | 5957 | 11,9 |
| 434 | Occlusion des artères cérébrales | Maladie des gros et des petits vaisseaux | 5968 | 11,9 |
| 435 | Ischémie cérébrale transitoire | s.o. | 8189 | 16,3 |
| 436 | Maladies cérébro-vasculaires aiguës mais mal définies | AVC – autre cause définie | 12 061 | 24,0 |
| 437 | Maladies cérébro vasculaires, autres et mal définies | AVC – cause indéterminée | 2667 | 6,5 |
| 438 | Séquelles des maladies cérébro vasculaires | s.o. | 12 266 | 22,4 |
| Tous | | | 50 098 | 100,0 |

^a s.o. = sans objet.

^b Les fréquences représentent le nombre de personnes (âgées de 19 ans et plus) ayant eu au moins un départ de l'hôpital qui a donné lieu au code indiqué de la CIM 9 MC.

financières de 1995-1996 à 2003-2004. L'année financière correspond à la période allant du 1^{er} avril au 31 mars de l'année suivante. Nous avons choisi cette période parce que le système du RPI a été mis sur pied en 1994-1995, tandis que le codage au moyen de la CIM-10-CA a été introduit en 2004-2005. Pour garantir la cohérence, nous avons donc appliqué annuellement un algorithme de détermination des cas, fondé sur des codes de la CIM-9-MC.

La fréquence des cas d'AVC a été consignée, pour l'algorithme sensible et l'algorithme spécifique, par année d'étude, groupe d'âge (19 à 44, 45 à 54 ans, 55 à 64 ans, 65 à 74 ans, 75 à 84 ans, 85 ans et plus), sexe, région de résidence (offices régionaux de la santé du Nord du Manitoba, offices régionaux de la santé du Sud du Manitoba et office régional de la santé de Winnipeg – l'office régional de la santé représentant l'unité sanitaire administrative de la province) et quintile de revenu (Q1 à Q5, le Q1 représentant le groupe de revenu le plus faible). Les régions géographiques correspondent, de manière générale, à des collectivités rurales peu peuplées, à des collectivités rurales et à des collectivités urbaines. Pour déterminer le quintile de revenu des sujets, nous avons utilisé les données sur le revenu moyen des ménages pour les aires de diffusion, puis nous avons effectué un classement en fonction de ces aires. Les quintiles ont été définis de manière que chaque groupe soit constitué d'environ 20 % de la population²⁴ globale. Les quintiles de revenu sont définis séparément pour les régions urbaines et les régions rurales. Dans le calcul des estimations de la prévalence, nous avons utilisé les données du registre provincial pour établir le dénominateur de l'estimation.

Nous avons effectué des analyses de régression afin de relever les différences éventuelles dans le taux relatif (TR) d'AVC pour différents sous-groupes de population et dans le temps. Nous avons d'abord analysé les données relatives à chaque année d'étude au moyen de modèles linéaires généralisés, afin de relier le nombre d'AVC aux effets principaux des variables groupe d'âge, sexe, région de résidence, quintile de revenu et algorithme (c.-à-d.

sensible et spécifique), ainsi qu'à certaines interactions bidirectionnelles parmi ces variables. Afin de garantir la parcimonie du modèle, nous avons retenu uniquement les interactions qui entraînaient une amélioration importante de l'ajustement du modèle, tel qu'évalué au moyen du test du rapport des vraisemblances maximales. Une valeur de correction, le logarithme de la population totale, a été intégrée dans tous les modèles. On a initialement utilisé des paramètres pour ces données à l'aide de la distribution de Poisson, de la distribution binomiale négative et de la distribution gamma. Nous avons comparé les statistiques de l'adéquation des différentes distributions et choisi celles permettant d'obtenir le modèle de meilleur ajustement. Les données longitudinales ont été analysées au moyen d'un modèle linéaire généralisé avec la méthode de l'équation d'estimation généralisée (EEG), afin de prendre en compte la corrélation parmi les nombres de cas d'AVC au fil du temps²⁹. Les principaux effets du groupe d'âge, du sexe, de la région de résidence, du quintile de revenu, de l'algorithme et de l'année/moment ont été inclus dans le modèle. Certaines interactions bidirectionnelles ont été incluses, mais ces effets du modèle n'ont été retenus que s'ils permettaient d'améliorer de façon importante l'ajustement du modèle. Encore une fois, on a initialement utilisé des paramètres pour ces données à l'aide de la distribution de Poisson, de la distribution binomiale

négative et de la distribution gamma, et on a comparé les statistiques de l'adéquation des différentes distributions. La structure de corrélation a été choisie de façon à être échangeable après examen de la matrice de corrélation de l'échantillon. Les analyses de régression ont été réalisées au moyen du logiciel SAS²³.

Résultats

Méta-analyse de la détermination des cas d'accident vasculaire cérébral

Le tableau 2 présente les rapports de cotes (RC) propres à l'étude pour la détermination des cas d'AVC à partir des données administratives des hôpitaux. L'algorithme spécifique, fondé sur l'ensemble restreint de codes de la CIM-9-MC, pour lequel trois ensembles de données étaient disponibles aux fins de l'analyse, a permis d'obtenir des RC plus petits et plus proches de 1,0 que ceux obtenus avec l'algorithme sensible, fondé sur tous les codes diagnostiques applicables à la maladie vasculaire cérébrale, pour lequel quatre ensembles de données étaient disponibles aux fins de l'analyse. Comme le montre le tableau 2, le RC groupé pour les ensembles de données utilisant l'algorithme était de 1,70 (IC à 95 % : 1,53, 1,88), tandis que le RC groupé pour les ensembles de données utilisant l'algorithme spécifique était de 1,02 (IC à 95 % : 0,93, 1,13), ce qui fait ressortir une certaine surdétermination dans le premier cas, mais non dans le second.

TABLEAU 2
Rapports de cotes (RC) de la méta-analyse portant sur la détermination des cas d'accident vasculaire cérébral à partir des données des hôpitaux, pour des ensembles sensible et spécifique de codes diagnostiques

| Étude | Algorithme sensible | Algorithme spécifique |
|-----------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| | RC (IC à 95 %) ^a | RC (IC à 95 %) ^b |
| Ellekjaer et coll. ³² | 1,76 (1,51, 2,05) | 1,17 (1,00, 1,38) |
| Leibson et coll. ¹⁸ | 1,47 (1,17, 1,86) | 1,20 (0,95, 1,53) |
| Reker et coll. ³³ | 1,76 (1,46, 2,10) | 0,72 (0,58, 0,89) |
| Tirschwell et coll. ¹³ | – | 1,02 (0,80, 1,31) |
| RC groupé | 1,70 (1,53, 1,88) | 1,02 (0,93, 1,13) |

^a L'algorithme sensible est fondé sur les codes 430 à 438 de la CIM-9-MC dans toutes les études, sauf celle de Reker et coll.³³, qui a exclu les codes 437 et 438.

^b L'algorithme spécifique est fondé sur les codes 430, 431, 434 et 436 de la CIM-9-MC dans toutes les études, sauf celle de Reker et coll.³³ (code 436 exclu), de Leibson et coll.¹⁸ (code 437 inclus) et de Tirschwell et coll.¹³ (code 435 inclus).

TABLEAU 3
Fréquence (%) des cas d'accident vasculaire cérébral (AVC), selon la source de données et les codes de la CIM-9-MC et
prévalence brute de l'AVC, 1995-1996 – 2003-2004

| Année financière | Hôpital ^a (H 1 +) | | Médecin (M 2 +) | | Médecin + médicament (M 1 + et Rx 2 +) | | Total | |
|--|---------------------------------|------|--------------------|------|---|------|--------|-----------|
| | Fréqu. | % | Fréqu. | % | Fréqu. | % | Fréqu. | Prév. (%) |
| Algorithme sensible (codes 430 à 438 de la CIM-9-MC) | | | | | | | | |
| 1995-1996 | 4 882 | 49,9 | 4 349 | 44,5 | 551 | 5,6 | 9 782 | 1,16 |
| 1996-1997 | 5 053 | 51,5 | 4 203 | 42,9 | 547 | 5,6 | 9 803 | 1,16 |
| 1997-1998 | 4 790 | 48,7 | 4 339 | 44,1 | 701 | 7,1 | 9 830 | 1,16 |
| 1998-1999 | 4 777 | 48,6 | 4 357 | 44,3 | 702 | 7,1 | 9 836 | 1,16 |
| 1999-2000 | 4 488 | 45,8 | 4 398 | 44,9 | 920 | 9,4 | 9 806 | 1,16 |
| 2000-2001 | 4 585 | 44,3 | 4 587 | 44,3 | 1 176 | 11,4 | 10 348 | 1,21 |
| 2001-2002 | 4 276 | 41,5 | 4 557 | 44,3 | 1 462 | 14,2 | 10 295 | 1,20 |
| 2002-2003 | 3 948 | 39,9 | 4 447 | 45,0 | 1 488 | 15,1 | 9 883 | 1,14 |
| 2003-2004 | 3 993 | 38,5 | 4 746 | 45,7 | 1 635 | 15,8 | 10 374 | 1,19 |
| Algorithme spécifique n° 1 (codes 430, 431, 434, 435, 436 de la CIM-9-MC) | | | | | | | | |
| 1995-1996 | 3 283 | 43,8 | 3 704 | 49,4 | 517 | 6,9 | 7 504 | 0,89 |
| 1996-1997 | 3 239 | 43,8 | 3 573 | 48,3 | 584 | 7,9 | 7 396 | 0,88 |
| 1997-1998 | 3 166 | 42,3 | 3 656 | 48,9 | 662 | 8,8 | 7 484 | 0,89 |
| 1998-1999 | 3 234 | 43,4 | 3 554 | 47,7 | 656 | 8,8 | 7 444 | 0,88 |
| 1999-2000 | 2 956 | 39,9 | 3 603 | 48,6 | 855 | 11,5 | 7 414 | 0,87 |
| 2000-2001 | 2 955 | 37,5 | 3 836 | 48,7 | 1 084 | 13,8 | 7 875 | 0,92 |
| 2001-2002 | 2 831 | 36,1 | 3 726 | 47,5 | 1 281 | 16,3 | 7 838 | 0,91 |
| 2002-2003 | 2 666 | 35,6 | 3 546 | 47,4 | 1 275 | 17,0 | 7 487 | 0,87 |
| 2003-2004 | 2 705 | 33,8 | 3 869 | 48,4 | 1 422 | 17,8 | 7 996 | 0,92 |
| Algorithme spécifique n° 2 (codes 430, 431, 434, 436 de la CIM-9-MC) | | | | | | | | |
| 1995-1996 | 2 431 | 45,1 | 2 518 | 46,7 | 439 | 8,1 | 5 388 | 0,64 |
| 1996-1997 | 2 406 | 45,7 | 2 433 | 46,2 | 426 | 8,1 | 5 265 | 0,62 |
| 1997-1998 | 2 281 | 43,2 | 2 525 | 47,9 | 468 | 8,9 | 5 274 | 0,62 |
| 1998-1999 | 2 328 | 44,1 | 2 478 | 46,9 | 475 | 9,0 | 5 281 | 0,62 |
| 1999-2000 | 2 091 | 40,1 | 2 507 | 48,1 | 614 | 11,8 | 5 212 | 0,61 |
| 2000-2001 | 2 197 | 39,5 | 2 599 | 46,8 | 761 | 13,7 | 5 557 | 0,65 |
| 2001-2002 | 2 113 | 37,7 | 2 601 | 46,3 | 898 | 16,0 | 5 612 | 0,65 |
| 2002-2003 | 2 035 | 37,8 | 2 468 | 45,9 | 875 | 16,3 | 5 378 | 0,62 |
| 2003-2004 | 2 023 | 35,3 | 2 683 | 46,8 | 1 024 | 17,9 | 5 730 | 0,66 |

^a Dans la détermination des cas d'accident vasculaire cérébral, les départs des hôpitaux (H 1 +) priment sur les demandes de paiement des médecins (M 2 +), lesquelles priment sur les données combinées des médecins et des médicaments de prescription (M 1 + et Rx 2 +) dans l'identification des cas d'accident vasculaire cérébral.

Détermination des cas d'accident vasculaire cérébral à partir des données administratives du Manitoba

Le tableau 1 présente la fréquence des cas d'AVC relevés à partir des données administratives des hôpitaux pour chacun des codes 430 à 438 de la CIM-9-MC au cours de la période 1995-1996 à 2003-2004. Plus de la moitié des cas (54,7 %) étaient accompagnés des codes diagnostiques non spécifiques 432, 436, 437 et 438.

Nous examinons ci-après la fréquence des cas d'AVC à partir des données administratives des hôpitaux, des médecins et des pharmacies. Nous avons d'abord relevé le nombre de cas satisfaisant au critère H 1 +, puis le nombre de cas satisfaisant au critère M 2 + et enfin le nombre de cas additionnels satisfaisant au critère M 1 + et Rx 2 +. Les résultats sont déclarés séparément pour l'algorithme sensible basé sur tous les diagnostics de maladie vasculaire cérébrale figurant dans les données

administratives des hôpitaux et des médecins, et pour l'algorithme spécifique basé sur un sous-ensemble de diagnostics les plus susceptibles de correspondre à des cas d'accident vasculaire cérébral aigu. Dans le dernier cas, nous avons présenté, initialement, deux sous-ensembles différents de codes de la CIM-9-MC : un ensemble comprenait les accidents ischémiques transitoires, l'autre non. Seuls les résultats du premier algorithme spécifique sont inclus dans les analyses de régression ultérieures.

TABEAU 4

Analyses de régression du taux relatif (TR) d'accident vasculaire cérébral au Manitoba, 1998-1999

| Effet du modèle | Estimation (ET) ^{a,b} | TR (IC à 95 %) ^c |
|------------------------------------|--------------------------------|-----------------------------|
| Rég. rurale, Sud | -0,27 (0,05) | 0,77 (0,70, 0,84) |
| Winnipeg | -0,25 (0,05) | 0,78 (0,71, 0,85) |
| Rég. rurale, Nord | Réf | – |
| 85 ans et plus | 4,54 (0,05) | 93,41 (84,92, 102,76) |
| 75-84 ans | 4,24 (0,05) | 69,61 (63,67, 76,10) |
| 65-74 ans | 3,55 (0,05) | 34,97 (31,95, 38,28) |
| 55-64 ans | 2,72 (0,05) | 15,20 (13,83, 16,72) |
| 45-54 ans | 1,70 (0,05) | 4,47 (4,93, 6,06) |
| 19-44 ans | Réf | – |
| Quintile 5 | -0,30 (0,03) | 0,74 (0,69, 0,79) |
| Quintile 4 | -0,20 (0,03) | 0,82 (0,49, 0,62) |
| Quintile 3 | -0,16 (0,03) | 0,86 (0,81, 0,91) |
| Quintile 2 | -0,13 (0,03) | 0,88 (0,83, 0,93) |
| Quintile 1 | Réf | – |
| Hommes | 0,23 (0,02) | 1,26 (1,21, 1,31) |
| Femmes | Réf | – |
| Algorithme spécifique ^d | -0,27 (0,02) | 0,77 (0,74, 0,80) |
| Algorithme sensible | Réf | – |

^a ET = erreur type.

^b Les estimations des paramètres ont été obtenues au moyen d'un modèle linéaire généralisé ayant une distribution binomiale négative.

^c IC = intervalle de confiance.

^d L'algorithme spécifique a été basé sur les codes suivants de la CIM 9 MC : 430, 431, 434, 435 et 436.

Comme le montre le tableau 3 pour l'algorithme sensible, 49,9 % des cas d'AVC ont été relevés à partir des données des hôpitaux au début de la période d'étude (c.-à-d. 1995-1996); ce pourcentage a chuté de façon marquée à 38,5 % à la fin de la période d'étude. Le pourcentage de cas relevés uniquement à partir des données des médecins est cependant demeuré relativement constant au fil du temps. Quant au pourcentage de cas relevés à la fois à partir des données des médecins et des données relatives aux médicaments de prescription, il a augmenté au fil du temps, passant de 5,6 % en 1995-1996 à 15,8 % en 2003-2004. L'utilisation de l'algorithme plus spécifique faisait ressortir la même tendance, c.-à-d. une diminution du nombre de cas d'AVC relevés à partir des données des hôpitaux et une augmentation du nombre de cas d'AVC relevés à partir des données des médecins et de celles relatives aux médicaments de prescription.

Les estimations brutes de la prévalence à l'échelle provinciale (tableau 3) sont demeurées relativement inchangées au fil du

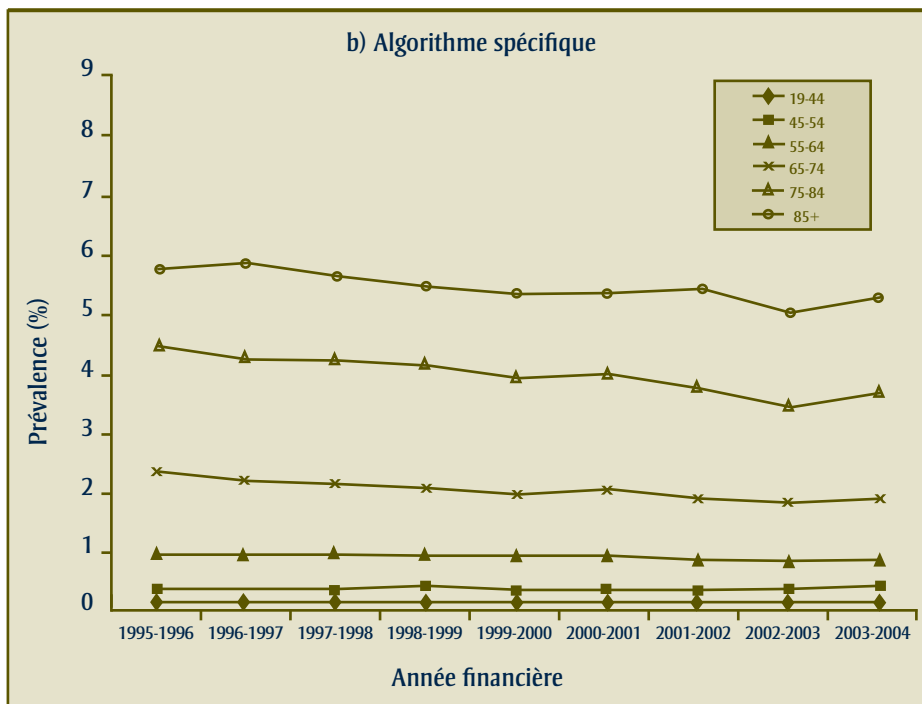
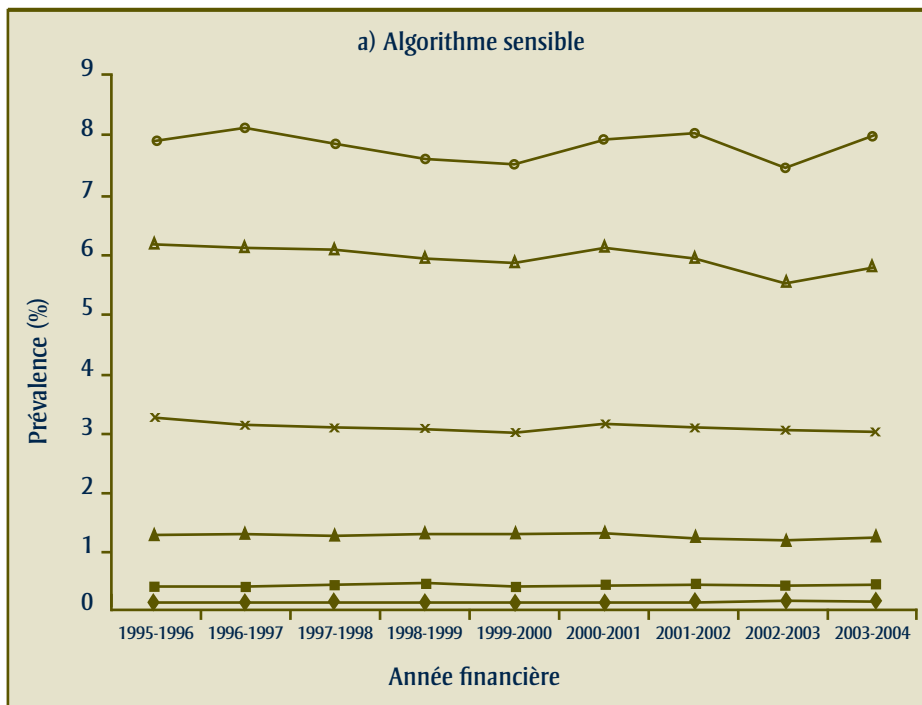
temps, indépendamment de l'algorithme utilisé. Toutefois, le taux fondé sur le plus petit ensemble de codes de la CIM-9-MC correspond à environ la moitié de la valeur du taux calculé en utilisant l'ensemble complet de codes diagnostiques relatifs à la maladie vasculaire cérébrale.

Nous avons ensuite analysé le nombre de cas d'AVC à chaque année, au moyen de modèles linéaires généralisés. La distribution binomiale négative permettait un meilleur ajustement des données que la distribution de Poisson ou la distribution gamma, comme en témoignait le rapport entre la déviance résiduelle et le degré de liberté des modèles. Le test du rapport de vraisemblance a révélé que les modèles contenant des interactions bidirectionnelles ne permettaient pas un ajustement des données nettement meilleur que celui obtenu avec un modèle plus simple, ne contenant que les effets principaux ($p > 0,05$); c'est la raison pour laquelle le dernier modèle a été retenu. Les résultats du modèle pour l'année financière 1998-1999 sont présentés au tableau 4; nous avons

observé des résultats semblables pour toutes les autres années, c'est pourquoi ces résultats ne sont pas présentés ici. Le taux relatif (TR) d'accident vasculaire cérébral était significativement plus bas dans les régions rurales et urbaines du Sud que dans le Nord du Manitoba et significativement plus élevé dans les groupes âgés. Nous avons observé un gradient de revenu, le TR de l'AVC étant plus faible dans les quintiles de revenu supérieurs. Le taux était plus élevé chez les hommes que chez les femmes, et il était significativement plus bas dans le cas de l'algorithme spécifique que dans celui de l'algorithme sensible.

Les données longitudinales de prévalence ont également été modélisées. Cette fois encore, nous avons choisi une distribution négative binomiale, parce qu'elle permettait un meilleur ajustement de ces données que la distribution gamma ou la distribution de Poisson. L'inclusion des termes d'interaction « année x région » et « année x groupe d'âge » a permis d'améliorer sensiblement l'ajustement du modèle; d'autres termes d'interaction bidirectionnelle n'ont pas été retenus pour le modèle parce qu'ils n'amélioreraient pas de façon marquée l'ajustement. Pour l'interaction « année x région », les analyses ont révélé qu'après ajustement pour tenir compte des autres effets du modèle, le TR de changement dans la prévalence de l'AVC était supérieur dans les régions rurales (TR = 1,01, IC à 95 % = 1,00, 1,02) et les régions urbaines du Sud (TR = 1,02, IC à 95 % = 1,01, 1,04) que dans les régions du Nord du Manitoba. Dans ce dernier cas, les analyses ont révélé que comparativement au groupe d'âge des 19 à 44 ans, le TR de changement dans la prévalence de l'AVC était plus faible dans le groupe des 55 à 64 ans (TR = 0,96; IC à 95 % = 0,95, 0,99), des 65 à 74 ans (TR = 0,96; IC à 95 % = 0,94, 0,97), des 75 à 84 ans (TR = 0,95; IC à 95 % = 0,94, 0,97) et des 85 ans et plus (TR = 0,96; IC à 95 % = 0,94, 0,98). Les figures 1 et 2 illustrent la nature des tendances dans les estimations de la prévalence pour les groupes d'âge et les régions. Les principaux effets des variables « sexe », « quintile de revenu » et « algorithme » étaient également significatifs ($p < 0,05$), et les estimations du TR étaient semblables à celles présentées au tableau 4.

FIGURE 1
Tendances de la prévalence brute de l'accident vasculaire cérébral par groupe d'âge pour a) l'algorithme sensible et b) l'algorithme spécifique^a, 1995-1996 à 2003-2004



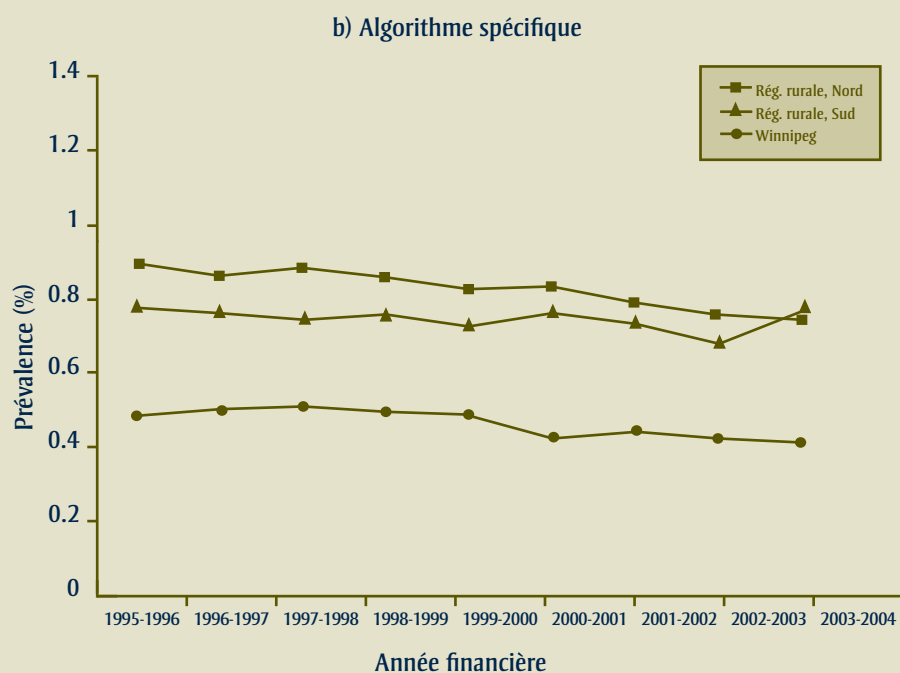
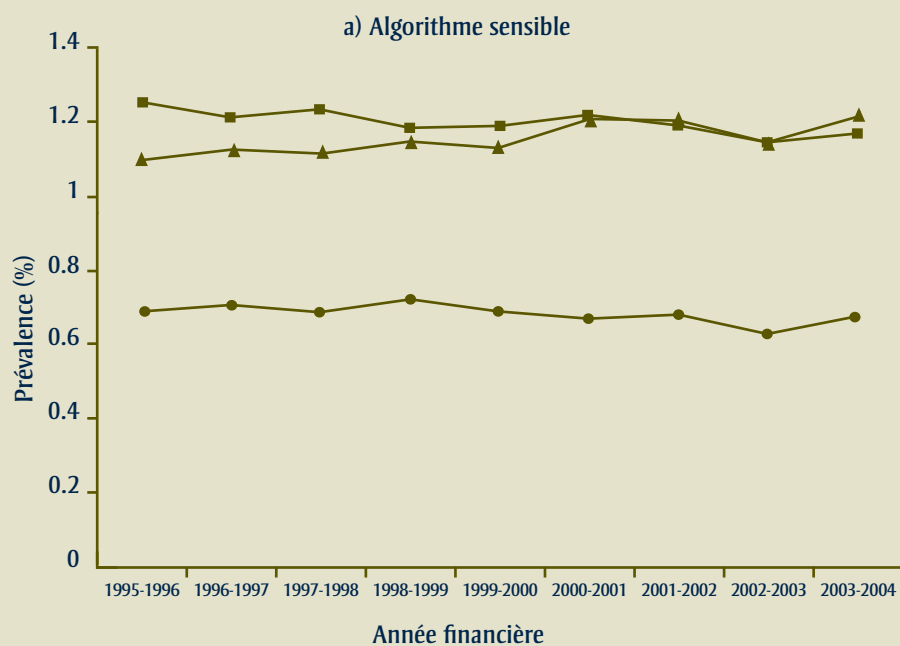
^a L'algorithme spécifique est basé sur les codes suivants de la CIM-9-MC : 430, 431, 434, 435 et 436.

Analyse

Cette étude s'appuie sur des recherches antérieures qui se sont penchées sur le rôle potentiel des données administratives dans la surveillance des accidents vasculaires cérébraux. Un certain nombre d'algorithmes de détermination des cas ont été appliqués aux bases de données administratives existantes dans les provinces et territoires du Canada. Les estimations de la prévalence de l'AVC ont été indirectement validées au moyen d'une méta-analyse des études antérieures qui ont comparé les données des hôpitaux à celles des dossiers médicaux ou des registres. Les résultats de la méta-analyse ont révélé que la probabilité de concordance entre les données administratives et celles des dossiers ou des registres était meilleure lorsqu'on utilisait un ensemble spécifique de codes diagnostiques plutôt qu'un ensemble sensible de codes.

L'examen de la distribution des cas d'AVC parmi l'ensemble des codes diagnostiques peut aider à déterminer les besoins en matière de ressources liées aux soins de santé. Nous avons constaté qu'au Manitoba, parmi les données des hôpitaux, près de 1 000 cas d'AVC par année (c.-à-d. environ 16 %) sont identifiés comme étant des accidents ischémiques transitoires qui, par définition, ne sont pas associés à des déficits neurologiques fonctionnels étendus. Les patients qui en sont victimes se prêtent bien à la prévention secondaire, au moyen d'une évaluation rigoureuse des facteurs de risque vasculaire cérébral, suivie d'un traitement chirurgical ou médical. Nous avons observé que le nombre d'hémorragies sous-arachnoïdienne et cérébrale représente environ 10 % de l'ensemble des cas d'AVC au Manitoba, par opposition au taux de 20 % habituellement cité pour l'accident hémorragique cérébral dans la majorité des études de population. Il y a tout lieu de croire que le codage de l'AVC hémorragique est fiable, vu la nature de la consultation clinique à laquelle il donne lieu, toutefois, pour faire réellement la lumière sur ces divergences dans la détermination des cas, il faudrait mener des études de validation faisant appel à un examen direct des dossiers ou créer un registre global des AVC.

FIGURE 2
Tendances de la prévalence brute de l'accident vasculaire cérébral par région de résidence pour a) l'algorithme sensible et b) l'algorithme spécifique^a, 1995-1996 à 2003-2004



^a L'algorithme est basé sur les codes suivants de la CIM-9-MC : 430, 431, 434, 435 et 436.

L'utilisation des demandes de paiement des médecins et des registres des médicaments de prescription, en plus des feuilles sommaires de départ des hôpitaux, a permis d'accroître le nombre total de cas d'AVC identifiés à partir des données administratives du Manitoba. En fait, l'inclusion des données relatives aux demandes de paiement des médecins a eu pour effet, à elle seule, de presque doubler le nombre de cas identifiés. Le recours aux registres des médicaments de prescription combinés aux demandes de paiement des médecins s'est soldé par l'identification d'un nombre restreint, mais croissant, de cas au fil du temps.

Le nombre total de cas d'AVC identifiés à partir des données administratives du Manitoba n'a guère changé dans le temps, bien que le nombre total de cas identifiés à partir des données des hôpitaux ait diminué. Cette observation pourrait avoir des incidences importantes sur les futures études de surveillance des AVC. Le recours à une unique source de données administratives pourrait se traduire par une image trompeuse de l'évolution de la prévalence de l'AVC dans le temps.

Les analyses des données annuelles sur l'AVC ont fait ressortir des variations significatives à la fois dans les groupes de revenu et les régions géographiques du Manitoba, même après ajustement pour tenir compte des différences sur le plan de l'âge et du sexe. Les analyses de tendances ont montré que la prévalence de l'AVC diminuait légèrement dans les groupes âgés comparativement au groupe le plus jeune, mais augmentait légèrement dans les régions urbaines et les régions rurales du Sud comparativement à la région du Nord. Les résultats de notre étude concordent dans une large mesure avec ceux d'autres études épidémiologiques, notamment l'étude de Framingham, qui ont mis en évidence une plus forte prévalence de l'AVC chez les hommes que chez les femmes, et un fardeau lié aux AVC qui est largement inchangé dans le temps⁴. Ces résultats ont des répercussions importantes sur le traitement de l'AVC, la perte d'autonomie à la suite de l'AVC, la réadaptation et l'élaboration de programmes ciblés de prévention de l'AVC. Ainsi, le traitement thrombolytique dans le groupe âgé se solde par une mortalité plus

élevée, quoique ce groupe d'âge affiche une mortalité plus élevée que les groupes d'âge plus jeunes, même en l'absence de rt-PA^{30,31}.

Cette étude présente certaines limites. Nous avons estimé la prévalence annuelle de l'AVC, mais l'incidence n'a pas été examinée. Il est cependant possible d'estimer le taux d'incidence de l'AVC en utilisant la pente de la tendance de la prévalence. La stabilité des estimations de la prévalence dans le temps donne à penser que l'incidence demeure relativement constante au Manitoba. Pour avoir un tableau complet de l'incidence, il faudrait toutefois utiliser les statistiques provinciales de l'état civil, en plus des données des hôpitaux et des médecins et celles relatives aux médicaments de prescription. Comme toutes les études épidémiologiques, l'examen de la détermination des cas d'AVC à partir des bases de données administratives représente un « instantané » des événements, qui comporte une erreur d'estimation implicite. Si l'erreur d'estimation n'a pas été quantifiée dans la présente étude, elle a toutefois été estimée de manière approximative par la présentation des résultats obtenus à l'aide de l'algorithme sensible et des algorithmes spécifiques, résultats qui représentent probablement les limites supérieure et inférieure de la prévalence de l'AVC.

Les données portent sur tous les résidents du Manitoba qui sont couverts par l'assurance-maladie de cette province au cours d'une année. Nous n'avons pas tenté d'exclure les résidents qui n'étaient que partiellement couverts au cours de l'année financière – en raison d'une migration à l'intérieur ou à l'extérieur de la province – et qui, par conséquent, pouvaient présenter une plus faible probabilité de satisfaire aux critères fixés aux fins de l'identification des cas d'AVC. En revanche, l'inclusion des résidents qui n'étaient que partiellement couverts au cours de l'année financière en raison d'un décès signifie que les données constituent une meilleure estimation de l'ensemble des cas d'AVC au Manitoba, et non seulement de ceux ayant survécu à l'AVC.

Au cours d'une récente étude portant sur la transition entre le codage au moyen de la CIM-9 et celui au moyen de la CIM-10, on n'a observé aucune différence significative entre les deux systèmes de classification pour ce qui est de la détermination des cas d'AVC ou des facteurs de risque⁶. Il y aurait lieu cependant d'évaluer, à l'aide des données du Manitoba, l'effet du changement du système de codage sur la détermination des cas d'AVC à partir des départs des hôpitaux.

En conclusion, il est possible d'utiliser les données administratives pour la surveillance de la population d'un éventail d'affections chroniques, dont l'accident vasculaire cérébral. Les données administratives peuvent servir à décrire les variations socio-démographiques au niveau de la prévalence de l'AVC dans la population et à réaliser des études rétrospectives de l'évolution au fil du temps. Ces données constituent un outil rentable pour obtenir de l'information sur le fardeau lié à l'AVC dans la population et pour guider la prise de décision en matière de politiques de santé.

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier Santé et mode de vie sain Manitoba, qui leur a fourni les données dans le cadre du projet n° 2004/05-01. Cette étude a été financée, en partie, au moyen d'une bourse de nouveau chercheur des IRSC. Les conclusions et les résultats sont ceux des auteurs, et aucune approbation officielle de Santé et mode de vie sain Manitoba n'est recherchée ou ne devrait être inférée. Les auteurs n'ont aucun conflit d'intérêts à déclarer.

Références

1. Statistique Canada. Principales causes de décès sélectionnées, selon le sexe, Ottawa, Statistique Canada, 1997.
2. Verbrugge L, Lepkowski JM, Imanaka Y. Comorbidity and its impact on disability. *Milbank Q.* 1989;67:450-484.

3. Dobkin B. *The Clinical Science of Neurologic Rehabilitation*, deuxième édition, New York, Oxford, 2003:375-376.
4. Wolf P. Epidemiology of stroke. Dans : Mohr J, Choi DW, Grotta JC, Weir B, Wolf PA, (dir.), *Stroke Pathophysiology, Diagnosis, and Management*, Philadelphia, Churchill Livingstone, 2004:13-34.
5. Roos L, Walld R, Uhanova J, Bond R. Physician visits, hospitalizations, and socioeconomic status: Ambulatory care sensitive conditions in a Canadian setting. *Health Research and Educational Trust.* 2005;10:1167-1185.
6. Kokotailo R, Hill MD. Coding of stroke and stroke risk factors using International Classification of Disease, Revision 9 and 10. *Stroke.* 2005;36:1776-1781.
7. Lix L, Yogendran M, Burchill C, et al. *Defining and Validating Chronic Disease: An Administrative Data Approach*, Winnipeg, Manitoba Center for Health Policy, 2006.
8. Yiannakoulias N, Svenson LW, Hill MD, et al. Regional comparison of inpatient and outpatient patterns of cerebrovascular disease diagnosis in the province of Alberta. *Chronic Diseases in Canada* 2003;24:9-16.
9. Ostbye T, Levy AR, Mayo NE. Hospitalization and case fatality rates for subarachnoid hemorrhage in Canada from 1982 through 1991. *Stroke.* 1997;28:793-798.
10. Mayo N, Chockalingam A, Reeder BA, et al. Surveillance for stroke in Canada. *Health Reports.* 1994;6:62-72.
11. Lappala J, Virtamo J, Heinonen OP. Validation of stroke diagnosis in the National Hospital Discharge Register and the Register of Causes of Death in Finland. *Euro J Epi.* 1999;15:155-160.
12. Benesch C, Witter DM, Wilder MA, et al. Inaccuracy of the International Classification of Diseases (ICD-9-CM) in identifying the diagnosis of ischemic cerebrovascular disease. *Neurology.* 1997;49:660-664.

13. Tirschwell D, Longstreth WT. Validating administrative data in stroke research. *Stroke*. 2002;33:2465-2470.
14. Rhys Williams G, Jiang JG, Matchar DB, et al. Incidence and occurrence of total (first-ever and recurrent) stroke. *Stroke*. 1999;30:2423-2528.
15. The Publication Committee for the Trial of ORG 10172 in Acute Stroke Treatment (TOAST) Investigators. Low molecular weight heparinoid, ORG 1072 (danaparoid) and outcome after acute stroke. *JAMA*. 1998;279:1265.
16. Adams H, Bendixen BH, Kapele LJ, et al. Classification of subtype of acute ischemic stroke: Definitions for use in a multicenter clinical trial. *Stroke*. 1993;24:35-41.
17. Kolominisky-Rabas P, Weber M, Gefeller O, et al. Epidemiology of ischemic stroke subtypes according to TOAST criteria, Incidence, recurrence, and long-term survival in ischemic stroke subtypes: A population-based study. *Stroke*. 2001; 32:2735-2740.
18. Leibson C, Naessens JM, Brown RD, et al. Accuracy of hospital discharge abstracts for identifying stroke. *Stroke*. 1994;25: 2348-2355.
19. Madans J, Reubens C, Rothwell S, et al. Differences in morbidity measures and risk factor identification using multiple data sources: The case of stroke. *J Epidemiol Biostat*. 1999;4:37-43.
20. Rector T, Wickstrom SL, Shah M, et al. Specificity and sensitivity of claims-based algorithms for identifying members of Medicare plus Choice health plans that have chronic medical conditions. *Health Serv Resear*. 2004;39:1839-1861.
21. Stroup D, Berlin JA, Morton SC, et al. Meta-analysis of observational studies in epidemiology – A proposal for reporting. *JAMA*. 2000;283:2008-2012.
22. Friedman L, Furberg CD, DeMets DL. *Fundamentals of Clinical Trials*, 3^e édition, New York, Springer, 1998:313-317.
23. SAS Institute Inc. *SAS/STAT User's Guide*, version 9,1, Cary, NC, SAS Institute Inc., 2004.
24. Roos N, Mustard CA. Variation in health and health care use by socioeconomic status in Winnipeg, Canada: Does the system work well? Yes and No. *Milbank Q*. 1997;75:89-111.
25. Robinson R, Young KT, Roos L, et al. Estimating the burden of disease: Comparing administrative data and self-reports. *Med Care*. 1997;35:932-947.
26. Statistique Canada. *Profils provinciaux et territoriaux*, Manitoba, Ottawa, Statistique Canada, 2001.
27. Organisation mondiale de la Santé. WHO Collaborating Centre for Drug Statistics Methodology: ATC Classification Index with DDDs and Guidelines for ATC Classification and DDD Assignment, Oslo, Norvège, Norwegian Institute of Public Health, 2006.
28. McCulloch CE, Searle SR. *Generalized, Linear, and Mixed Models*, New York, Wiley, 2001.
29. Fitzmaurice GM, Laird NM, Ware JH. *Applied Longitudinal Analysis*, Hoboken, NJ, Wiley, 2004.
30. Engelter S, Reichart M, Sekoranja L, et al. Thrombolysis in stroke patients aged 80 years and older: Swiss survey of IV thrombolysis. *Neurology*. 2005;65:1795-1798.
31. Hemphill J, Lyden P. Stroke thrombolysis in the elderly: Risk or benefit. *Neurology*. 2005;65:1690-1691.
32. Ellekjaer H, Holmeim J, Oystein K, et al. Identification of incident stroke in Norway hospital discharge data compared with a population-based stroke register. *Stroke*. 1999;30:56-60.
33. Reker DM, Hamilton BB, Duncan PW, et al. Stroke: Who's counting what? *J Rehabil Res Devel*. 2001;38:281-289.

Sources de données des populations utilisées en surveillance des maladies chroniques

LM Lix, Ph.D. (1); MS Yogendran, M.Sc. (2); SY Shaw, M.A. (3); C Burchill, M.Sc. (2); C Metge, Ph.D. (2,4); R Bond, M.A. (2)

RÉSUMÉ

Dans cette étude, on a estimé la concordance entre les données des populations administratives et les données des populations d'enquête lorsqu'il s'agit de déterminer les cas d'arthrite, d'asthme, de diabète, de cardiopathie, d'hypertension et d'accident vasculaire cérébral. Des définitions de cas de maladies chroniques, qui variaient de par la source des données, le nombre d'années de données et les codes de diagnostic et de médicaments prescrits employés, ont été élaborées à partir des données administratives du Manitoba. Un recoupement a ensuite été fait entre ces données et celles tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. La concordance entre ces deux sources de données, estimée par le coefficient κ , a été calculée pour chaque définition de cas, et les différences ont été testées. Les variables socio-démographiques et les variables liées à la comorbidité en lien avec la concordance ont été testées au moyen d'une régression logistique pondérée. C'est pour le diabète et l'hypertension que l'on a observé la concordance la plus élevée, et pour l'arthrite que l'on a observé la concordance la plus faible. Les éléments de la définition de cas qui contribuaient à la concordance la plus élevée entre les deux sources de données des populations variaient selon les maladies chroniques. Il est probable que les données administratives et les données d'enquête concordent peu dans le cas des affections qui sont difficiles à diagnostiquer, mais cette concordance est aussi influencée par les caractéristiques socio-démographiques et l'état de santé des individus. Toute définition de cas de maladie chronique fondée sur des données administratives devrait être accompagnée d'une justification du choix de chacun de ses éléments.

Mots clés : maladie chronique, détermination des cas, recoupement de registres, santé de la population, surveillance

Introduction

Les données des populations sur la prévalence des maladies chroniques sont essentielles pour décrire le fardeau de la maladie et pour planifier et évaluer les stratégies de prévention, de traitement et de prise en charge des maladies¹. Les bases de données administratives et les enquêtes sur la santé fondées sur l'auto-déclaration sont deux sources importantes de données des populations permettant d'estimer la prévalence des maladies chroniques²⁻⁵. Toutes deux présentent toutefois des limites : les bases de données pour des

considérations liées à l'exactitude de l'information relative au diagnostic, et les enquêtes pour des considérations liées à la validité de l'auto-déclaration des diagnostics^{2,6-8}. La concordance entre ces deux sources de données a été évaluée dans quelques études au moyen de techniques de recoupement de registres sur des sujets précis^{2,9,10}. Le recoupement de registres permet aussi d'étudier les caractéristiques individuelles qui ont pour effet de modifier la concordance entre les deux sources de données.

On trouve très peu d'études systématiques sur l'effet qu'a la définition de cas administrative choisie sur la concordance entre les deux sources de données des populations. Les définitions de cas administratives des maladies chroniques sont établies en choisissant une combinaison des éléments de données suivants : source des données, codes de diagnostic ou de traitement, nombre d'années de données et nombre de consultations affichant les codes sélectionnés dans les registres administratifs⁹⁻¹¹. Il n'y a aucun consensus quant à la définition de cas optimale, aussi la définition de cas est elle souvent fondée sur les données dont on dispose au sein de l'administration concernée.

Dans cette étude, on s'est penché sur de multiples définitions utilisées pour déterminer les cas d'arthrite, d'asthme, de diabète, de cardiopathie, d'hypertension et d'accident vasculaire cérébral (AVC) à partir de données administratives et on a comparé les cas ainsi déterminés avec les cas auto-déclarés de maladies chroniques tirés des données d'enquête en population. Les objectifs étaient les suivants : 1) tester la concordance entre les données administratives et les données d'enquête sur les maladies chroniques lorsque les éléments de la définition de cas de maladie chronique sont systématiquement manipulés; 2) étudier les caractéristiques démographiques, géographiques et socio-économiques et les caractéristiques liées à l'état de santé des individus pouvant influencer sur la concordance entre ces deux sources de données.

Coordonnées des auteurs

1 School of Public Health, University of Saskatchewan, Saskatoon (Saskatchewan)

2 Centre manitobain des politiques en matière de santé, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba)

3 Département des sciences de la santé communautaire, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba)

4 Faculté de pharmacie, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba)

Correspondance : Lisa M. Lix, School of Public Health, University of Saskatchewan, Health Sciences Building, 107 Wiggins Road, Saskatoon SK S7N 5E5, Tél. : 306-966-1617,

Télécopieur : 306-966-7920, Courriel : lisa.lix@cpe.umanitoba.ca; lisa.lix@usask.ca

Méthodologie

L'étude a été menée à l'aide des données des populations du Manitoba, une province du Centre du Canada jouissant d'un système de santé universel. Les archives des données de recherche du Centre manitobain des politiques en matière de santé renferment les registres administratifs fournis par le ministère de la Santé de la province relativement au Régime d'assurance-maladie du Manitoba. Ces archives renferment également les données des populations tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), et ces deux sources peuvent être reliées directement au moyen d'un numéro d'identification sanitaire personnel unique et anonyme.

Pour établir les définitions de cas, on a choisi les bases de données sur les services hospitaliers, sur les consultations médicales et sur les médicaments de prescription. Dans d'autres études, ces bases de données administratives ont été utilisées pour déterminer les cas de maladies chroniques^{6,7,10,12}. Lorsqu'un patient obtient son congé d'un établissement de soins actifs, un résumé de dossier d'hospitalisation est rempli. Chaque résumé contient jusqu'à 16 codes de diagnostic tirés de la Classification internationale des maladies, 9^e révision, modifications cliniques (CIM-9-MC). On a fait une recherche sur ces 16 codes pour déterminer les cas de maladie pour cette étude. Tous les médecins qui sont rémunérés à l'acte présentent des factures au ministère de la Santé de la province. Ces factures font état de tous les services externes, y compris ceux offerts dans les hôpitaux au service des urgences et au service des consultations externes, et ceux offerts aux résidents des établissements de soins de longue durée. Tandis que certains médecins sont salariés (soit environ 7 % des médecins de famille du Manitoba¹³), environ 90 % de ces médecins présentent aussi des factures parallèles à des fins administratives. Par conséquent, les bases de données sur la facturation font état de presque toutes les consultations avec des médecins au Manitoba. Les demandes d'honoraires des médecins contiennent un code CIM-9-MC. Les fiches sur les médicaments prescrits aux patients externes sont saisies dans le Réseau pharmaceutique informatisé (RPI),

une base de données électronique centralisée reliant toutes les pharmacies de détail du Manitoba. Le RPI renferme une variété d'information sur chaque ordonnance délivrée, y compris la date, le nom du médicament et son numéro d'identification (DIN). Les DIN sont liés à des codes de classification anatomique, thérapeutique et chimique (ATC) mis au point par l'Organisation mondiale de la santé. Ces codes classent les médicaments de prescription dans divers groupes à chacun des cinq niveaux, selon l'organe ou le système sur lequel ils agissent et/ou selon leurs caractéristiques thérapeutiques et chimiques¹⁴. On a considéré que les données du RPI étaient exactes pour ce qui est de consigner tant les médicaments délivrés que les détails sur les ordonnances¹⁵. La base de données sur les médicaments prescrits ne contient pas d'information sur les médicaments obtenus sans ordonnance, y compris les médicaments en vente libre, les échantillons de médicaments gratuits offerts directement aux patients par les médecins et les médicaments fournis aux patients hospitalisés ou aux résidents des établissements de soins de longue durée.

L'ESCC fournit des estimations transversales de l'état de santé, des déterminants de la santé et de l'utilisation du système de santé concernant les habitants de 136 régions sanitaires au Canada, dont 11 sont au Manitoba¹⁶. L'Enquête est fondée sur un plan multi-degrés stratifié avec grappes. Elle

représente environ 98 % de la population canadienne âgée de 12 ans et plus. Dans le cycle 1.1, recueilli entre septembre 2000 et novembre 2001, on comptait 8 120 répondants au Manitoba.

On a fait un recoupement anonyme entre les données administratives et les données d'enquête sur les répondants qui ont donné leur consentement (n = 7 560; 93,1 %). Après avoir retiré les répondants dont le numéro d'identification sanitaire personnel était non valide ou manquant, on a pu établir un lien direct entre les données administratives et les données d'enquête pour 6 812 répondants (soit 83,9 % des répondants). On a formé une cohorte de répondants qui étaient couverts de façon continue par le régime d'assurance-maladie du Manitoba depuis au moins cinq ans au moment de leur entrevue d'enquête (n = 6 422). On a exclu les répondants couverts depuis moins de cinq ans par ce régime parce que les analyses préliminaires ont révélé qu'une couverture discontinue par l'assurance-maladie était associée à une concordance inférieure entre les données administratives et les données d'enquête. Les données administratives visent les exercices financiers 1997-1998 à 2001-2002.

Dans le cadre de l'entrevue d'enquête, on donnait aux répondants les directives suivantes : « Les questions qui suivent portent sur certains problèmes de santé de longue durée que vous pouvez avoir. Par "problème de santé de longue durée", on

TABLEAU 1
Questions d'enquête, codes de diagnostic de la CIM-9-MC et codes de classification ATC des médicaments de prescription utilisés pour déterminer les cas de maladie chronique

| Maladie | Questions d'enquête | Codes CIM-9-MC | Codes ATC ^b |
|--------------|--|---|---|
| Arthrite | Êtes-vous atteint d'arthrite ou de rhumatisme, à l'exclusion de la fibromyalgie? | 714, 715, 446, 710, 720, 274, 711-713, 716, 717, 718 719, 721, 725-729, 739 | A07, J01, L01, L04, M01, P01, N02, R05, H02 |
| Asthme | Êtes-vous atteint d'asthme? | 493 | R03, R06 |
| Diabète | Êtes-vous atteint de diabète? | 250 | A10 |
| Cardiopathie | Êtes-vous atteint d'une cardiopathie? ^a | 410-414 | C01, C07, C08, C09 |
| Hypertension | Faites-vous de l'hypertension? | 401 | C02, C03, C07, C08, C09 |
| AVC | Présentez-vous des séquelles à la suite d'un AVC? | 430-438 | B01 |

^a Les personnes atteintes d'insuffisance cardiaque congestive ont été exclues de la catégorie « cardiopathie ».

^b Pour chaque classe ATC, ce ne sont pas tous les médicaments qui ont été sélectionnés. Une liste complète des médicaments de prescription inclus et exclus est offerte à l'adresse suivante : <http://mchp-appserv.cpe.umanitoba.ca/reference/chronic.disease.pdf>

entend un état qui dure ou qui devrait durer six mois ou plus, et qui a été diagnostiqué par un professionnel de la santé. » Les questions pertinentes sont présentées dans le tableau 1.

Un total de 152 définitions de cas ont été étudiées (la liste complète peut être obtenue auprès de l'auteur-ressource sur demande), et ont été mises au point en s'inspirant des recherches antérieures^{5,9-11,17-27}. Certaines définitions n'étaient fondées que sur une seule source de données administratives, tandis que d'autres étaient fondées sur plusieurs sources. Les définitions de cas variaient de par le nombre d'années de données administratives (une, deux, trois ou cinq), conformément aux recherches antérieures⁹. Certaines définitions n'exigeaient qu'une seule consultation soit consignée dans les données administratives, tandis que d'autres définitions exigeaient plus d'une consultation. Les éléments constants dans les définitions de cas étaient le diagnostic (code de la CIM-9-MC) et les codes de médicaments prescrits (codes de classification ATC) (tableau 1); ces éléments ont été déterminés au moyen d'une analyse documentaire exhaustive²⁸.

On s'est servi du coefficient kappa de Cohen (κ) pour quantifier la concordance entre les deux sources de données; des intervalles de confiance (IC) à 95 % ont aussi été calculés. Les estimations et les IC ont été calculés à l'aide des poids d'échantillonnage issus des données d'enquête. Le coefficient kappa est une mesure adoptée couramment car elle corrige la concordance entre deux sources en tenant compte de la proportion de concordance due au hasard. L'ampleur de la concordance a été évaluée de la façon suivante²⁹ : concordance faible : $\hat{\kappa} < 0,20$; concordance passable : $0,20 \leq \hat{\kappa} < 0,40$; concordance modérée : $0,40 \leq \hat{\kappa} < 0,60$; bonne concordance : $0,60 \leq \hat{\kappa} < 0,80$; très bonne concordance : $\hat{\kappa} \geq 0,80$.

On a mis à l'épreuve les différences entre les coefficients κ sélectionnés (c.-à-d. $H_0: \kappa_1 = \kappa_2$) au moyen d'un test de validité de l'ajustement³⁰; la distribution suivie était d'environ χ^2 . Les tests ont été faits pour les définitions de cas comprenant différentes sources, différents nombres d'années de données ou différents nombres de

consultations. Toutes les comparaisons ont été identifiées a priori, et le taux d'erreurs par comparaison a été fixé à $\alpha = 0,05$.

Pour chaque maladie chronique, on a sélectionné la définition de cas pour laquelle la concordance estimée était la plus élevée afin d'étudier plus à fond les caractéristiques des répondants associées à une concordance entre les données des populations administratives et les données des populations d'enquête. Des analyses de régression logistique pondérée ont permis de modéliser la concordance comme une fonction des variables liées aux caractéristiques socio-démographiques et aux maladies, y compris

le groupe d'âge (12 à 18, 19 à 49, 50 à 64, 65 à 74, 75+ [référence]), le sexe (homme, femme [référence]), la région de résidence (rurale, urbaine [référence]), le quintile du revenu adéquat (la catégorie de revenu la plus élevée était la référence) et la présence/absence d'affections comorbides (la présence de telles affections était la référence)^{31,32}. Les spécialistes en méthodologie de l'ESCC ont établi des quintiles du revenu adéquat à l'aide du revenu total auto-déclaré du ménage et du nombre de personnes dans le ménage. Les affections comorbides suivantes ont été sélectionnées : allergies, emphysème ou maladie pulmonaire obstructive chronique dans le

Figure 1
La valeur de $\hat{\kappa}$ pondérée associée aux définitions de cas de maladies chroniques fondées sur des données administratives.

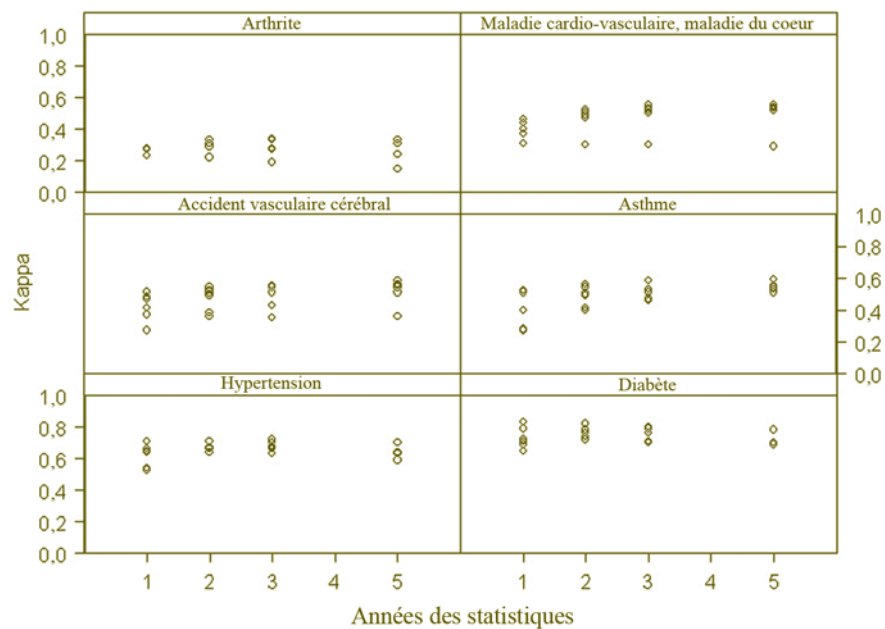


TABLEAU 2
Nombre (et pourcentage) de membres de la cohorte atteints d'une maladie chronique auto-déclarée et estimations de la prévalence tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1

| Maladie | Cohorte d'adultes (n = 5 589) | Cohorte de jeunes (n = 833) | Prévalence (%) (IC à 95 %) ^a |
|--------------|-------------------------------|-----------------------------|---|
| Arthrite | 1 344 (24,0) | — | 18,6 (17,4 to 19,8) |
| Asthme | 418 (7,5) | 111 (13,5) | 8,6 (7,6 to 9,6) |
| Diabète | 337 (6,0) | — | 4,5 (3,9 to 5,2) |
| Cardiopathie | 371 (6,6) | — | 5,1 (4,4 to 5,7) |
| Hypertension | 1 033 (18,5) | — | 15,3 (14,2 to 16,5) |
| AVC | 108 (1,9) | — | 1,5 (1,1 to 1,8) |

^a Les estimations de la prévalence ont été calculées pour la population âgée de 19 ans et plus, sauf dans le cas de l'asthme, dont la prévalence a été calculée pour la population âgée de 12 ans et plus. Les estimations de la prévalence sont fondées sur les pondérations de l'enquête, et les intervalles de confiance ont été calculés à l'aide de méthodes d'estimation *bootstrap* des variances.

Tableau 3
Valeurs de $\hat{\kappa}$ (IC à 95 %) pondérées associées aux définitions de cas de maladies chroniques sélectionnées fondées sur des données administratives^{a,b,c,d}

| Source et nombre d'années de données | Arthrite | Asthme | Diabète | Cardiopathie | Hypertension | AVC |
|--|--|------------------------------|------------------------------|--|--|--|
| Médecin (M)^a | 1 M | 1 M | 1 M | 1 M | 1 M | |
| 1 | 0,27 (0,26-0,27) | 0,40 (0,35-0,44) | 0,69 (0,68-0,69) | 0,44 (0,39-0,49) | 0,64 (0,64-0,64) | 0,47 (0,47-0,48) |
| 2 | 0,29 (0,28-0,29) | 0,49 (0,45-0,54) | 0,72 (0,72-0,73) | 0,51 (0,46-0,55) | 0,66 (0,66-0,67) | 0,54 (0,53-0,54) |
| 3 | 0,27 (0,27-0,28) | 0,53 (0,49-0,57) | 0,70 (0,69-0,70) | 0,52 (0,48-0,56) | 0,66 (0,66-0,67) | 0,51 (0,50-0,52) |
| 5 | 0,24 (0,24-0,24) | 0,55 (0,51-0,59) | 0,69 (0,69-0,69) | 0,52 (0,48-0,57) | 0,63 (0,63-0,64) | 0,54 (0,54-0,55) |
| | 2 + M | 2 + M | 2 + M | 2 + M | 2 + M | 2 + M |
| 1 | 0,23 (0,23-0,23)* | 0,27 (0,23-0,32)* | 0,65 (0,65-0,66)* | 0,37 (0,31-0,42)* | 0,53 (0,52-0,53)* | 0,41 (0,40-0,42)* |
| 2 | 0,31 (0,30-0,31)* | 0,40 (0,35-0,44)* | 0,76 (0,75-0,76)* | 0,47 (0,42-0,52)* | 0,64 (0,64-0,65)* | 0,49 (0,48-0,50)* |
| 3 | 0,34 (0,33-0,34)* | 0,46 (0,42-0,51)* | 0,78 (0,78-0,79)* | 0,50 (0,46-0,55)* | 0,68 (0,68-0,68)* | 0,55 (0,54-0,56)* |
| 5 | 0,33 (0,33-0,34)* | 0,54 (0,50-0,58) | 0,78 (0,78-0,79)* | 0,54 (0,49-0,58)* | 0,70 (0,70-0,70)* | 0,58 (0,57-0,59)* |
| Hôpital (H), Médecin (M)^b | 1+ H ou 2+ M | 1+ H ou 1+ M | 1+ H ou 1+ M | 1+ H ou 2+ M | 1+ H ou 2+ M | 1+ H ou 2+ M |
| 1 | 0,23 (0,23-0,24) | 0,40 (0,36-0,45) | 0,72 (0,72-0,73)† | 0,40 (0,34-0,45)† | 0,54 (0,54-0,54)† | 0,48 (0,47-0,48)† |
| 2 | 0,31 (0,31-0,31) | 0,50 (0,46-0,54) | 0,74 (0,73-0,74)† | 0,49 (0,44-0,54)† | 0,66 (0,65-0,66)† | 0,52 (0,51-0,53)† |
| 3 | 0,34 (0,34-0,34) | 0,53 (0,50-0,57) | 0,70 (0,70-0,71)† | 0,53 (0,49-0,58)† | 0,70 (0,69-0,70)† | 0,55 (0,54-0,55) |
| 5 | 0,33 (0,33-0,34) | 0,55 (0,51-0,59) | 0,70 (0,69-0,70)† | 0,55 (0,51-0,59)† | 0,71 (0,71-0,71)† | 0,56 (0,55-0,57)† |
| Hôpital (H), Médecin (M), Ordonnance (Rx)^c | 1+ H ou 2+ M ou (1+ P et 2+ Rx) | 1+ H ou 1+ M ou 1+ Rx | 1+ H ou 1+ M ou 1+ Rx | 1+ H ou 2+ M ou (1+ M et 2+ Rx) | 1+ H ou 2+ M ou (1+ M et 2+ Rx) | 1+ H ou 2+ M ou (1+ M et 2+ Rx) |
| 1 | 0,28 (0,28-0,28)‡ | 0,52 (0,48-0,56)‡ | 0,79 (0,79-0,80)‡ | 0,46 (0,41-0,51)‡ | 0,66 (0,66-0,67)‡ | 0,51 (0,50-0,52)‡ |
| 2 | 0,33 (0,33-0,33)‡ | 0,54 (0,50-0,57)‡ | 0,76 (0,76-0,77)‡ | 0,52 (0,48-0,57)‡ | 0,71 (0,71-0,71)‡ | 0,51 (0,51-0,52) |
| 3 | 0,33 (0,33-0,34)‡ | 0,51 (0,48-0,55) | 0,71 (0,71-0,72)‡ | 0,55 (0,50-0,59)‡ | 0,72 (0,71-0,72)‡ | 0,54 (0,53-0,55) |
| 5 | 0,31 (0,31-0,31)‡ | 0,48 (0,45-0,51)‡ | 0,69 (0,69-0,70) | 0,55 (0,51-0,60) | 0,70 (0,70-0,71)‡ | 0,55 (0,54-0,55)‡ |

^a Les valeurs présentées en caractères gras représentent les valeurs de kappa les plus élevées pour chaque définition de cas.

^b L'astérisque (*) indique une différence statistiquement significative entre un algorithme fondé sur une consultation chez le médecin (selon le registre des consultations médicales) et un algorithme fondé sur deux consultations et plus chez le médecin ($p < 0,05$); toutes les comparaisons sont fondées sur le même nombre d'années de données.

^c La croix (†) indique une différence statistiquement significative entre un algorithme fondé sur le registre des consultations médicales (une ou deux consultations) et un algorithme fondé sur le registre des services hospitaliers et le registre des consultations médicales ($p < 0,05$); toutes les comparaisons sont fondées sur le même nombre d'années de données.

^d La croix double (‡) indique une différence statistiquement significative entre un algorithme fondé sur le registre des services hospitaliers et le registre des consultations médicales et un algorithme fondé sur le registre des services hospitaliers, le registre des consultations médicales et le registre sur les médicaments de prescription ($p < 0,05$); toutes les comparaisons sont fondées sur le même nombre d'années de données.

^e Double Dagger (‡) denotes a statistically significant difference between an algorithm based on hospital and physician data and an algorithm based on hospital, physician and prescription drug data ($p < 0,05$); all comparisons are based on the same number of years of data.

cas de l'asthme; cardiopathie ou hypertension dans le cas du diabète; diabète ou hypertension dans le cas des cardiopathies; diabète ou cardiopathie dans le cas de l'hypertension; cardiopathie ou diabète dans le cas de l'accident vasculaire cérébral (AVC). Les rapports de cotes (RC) et les IC à 95 % sont indiqués. Toutes les analyses ont été menées en utilisant le logiciel SAS, version 9,1.

Sur le plan éthique, l'étude a été approuvée par le conseil d'éthique de la recherche en santé de l'Université du Manitoba. L'accès aux données a été approuvé par le comité de protection des renseignements personnels de Santé Manitoba.

Résultats

Dans le cas du diabète, des cardiopathies, de l'hypertension, de l'arthrite et de l'AVC, seuls les répondants adultes (19 ans et plus) ($n = 5\,589$; 87,0 %) ont fait l'objet de l'étude sur la concordance entre les données administratives et les données d'enquête, tandis qu'on s'est servi tant de la cohorte d'adultes que de la cohorte de jeunes dans les analyses sur l'asthme. Près de la moitié (46,1 %) des sujets adultes étaient âgés de 50 ans et plus. Un peu moins de la moitié de tous les sujets de cette cohorte (45,3 %) étaient des hommes, et près du quart (23,1 %) vivaient en milieu urbain. Dans l'ESCC, on a suréchantillonné

les personnes vivant en milieu rural pour pouvoir générer des estimations pour les régions sanitaires individuelles.

Le nombre et le pourcentage de répondants ayant déclaré chacune des maladies chroniques sont présentés dans le tableau 2. Les estimations pondérées de la prévalence des maladies chroniques ont été calculées à partir des données d'enquête (voir le tableau 2), et allaient de 1,5 % dans le cas de l'AVC à 18,6 % dans le cas de l'arthrite. Ces estimations provinciales correspondent aux estimations faites à partir des données d'enquête auto-déclarées provenant d'autres études provinciales et nationales³³⁻³⁵.

TABLEAU 4

Rapports de cotes* (IC à 95 %) des prédicteurs de concordance entre les données administratives et les données d'enquête sur les maladies chroniques

| | Arthrite | Asthme | Diabète ^{a,b} | Cardiopathie ^{a,b} | Hypertension | AVC ^a |
|------------------------------|--------------------|--------------------|------------------------|-----------------------------|--------------------|-----------------------|
| Âge | | | | | | |
| 12 à 18 ans | – | 1,38 (1,33 à 1,43) | – | – | – | – |
| 19 à 49 ans | 3,67 (3,62 à 3,77) | 2,17 (2,11 à 2,24) | – | – | 6,00 (5,83 à 6,17) | – |
| 50 à 64 ans | 1,57 (1,53 à 1,60) | 1,86 (1,79 à 1,92) | 2,34 (2,28 à 3,46) | 8,46 (8,21 à 8,72) | 2,42 (2,35 à 2,48) | 13,47 (12,75 à 14,23) |
| 65 à 74 ans | 1,39 (1,35 à 1,42) | 1,85 (1,78 à 1,93) | 0,85 (0,81 à 0,89) | 1,77 (1,71 à 1,82) | 1,93 (1,88 à 1,99) | 1,90 (1,81 à 1,99) |
| 75 ans et + | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Sexe | | | | | | |
| Hommes | 1,09 (1,08 à 1,11) | 1,05 (1,03 à 1,07) | 1,40 (1,35 à 1,45) | 0,83 (0,81 à 0,85) | 0,81 (0,79 à 0,82) | 0,44 (0,42 à 0,46) |
| Femmes | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Résidence | | | | | | |
| Région rurale | 1,06 (1,04 à 1,07) | 1,01 (0,99 à 1,02) | 1,18 (1,14 à 1,22) | 1,31 (1,28 à 1,34) | 0,89 (0,88 à 0,91) | 1,28 (1,23 à 1,33) |
| Rég. urbaine | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Quintile du revenu | | | | | | |
| Le plus faible | 0,66 (0,68 à 0,71) | 0,33 (0,31 à 0,34) | – | – | 0,84 (0,80 à 0,89) | 0,07 (0,06 à 0,09) |
| Moyen-faible | 1,06 (1,03 à 1,09) | 0,71 (0,68 à 0,74) | 1,07 (1,00 à 1,13) | 0,87 (0,83 à 0,91) | 1,06 (1,02 à 1,11) | 0,10 (0,09 à 0,13) |
| Moyen | 0,98 (0,96 à 1,00) | 0,59 (0,57 à 0,60) | 1,04 (0,99 à 1,09) | 0,66 (0,63 à 0,68) | 1,10 (1,07 à 1,13) | 0,19 (0,17 à 0,21) |
| Moyen-élevé | 0,91 (0,90 à 0,93) | 0,66 (0,64 à 0,68) | 1,32 (1,26 à 1,38) | 0,78 (0,76 à 0,82) | 1,15 (1,12 à 1,18) | 0,18 (0,16 à 0,20) |
| Le plus élevé | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Affections comorbides | | | | | | |
| Absence | – | 1,90 (1,82 à 1,94) | 3,09 (2,97 à 3,21) | 2,73 (2,66 à 2,80) | 2,96 (2,89 à 3,03) | 2,97 (2,84 à 3,10) |
| Présence | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |

* Statistiquement significatif à $\alpha = 0,05$.^a On a combiné le groupe d'âge des 19 à 49 ans à celui des 50 à 64 ans en raison de sa petite taille.^b On a combiné le quintile moyen-faible au quintile moyen en raison de sa petite taille.

La figure 1 illustre la variation entre les estimations du coefficient κ pour toutes les définitions de cas étudiées. Dans le cas de l'arthrite, la valeur de $\hat{\kappa}$ allait de 0,15 à 0,34, ce qui indique une concordance faible à passable. Dans le cas de l'asthme, les estimations allaient de 0,27 à 0,59, ce qui représente une concordance passable à modérée. Pour ce qui est du diabète, la concordance était bonne ou très bonne, allant de 0,65 à 0,83. La valeur de $\hat{\kappa}$ allait de 0,29 à 0,55 dans le cas des cardiopathies, ce qui représente une concordance passable à modérée. En ce qui concerne l'hypertension, l'intervalle allait de 0,53 à 0,72, ce qui indique une concordance modérée à bonne. Pour finir, la valeur de $\hat{\kappa}$ allait de 0,27 à 0,58 dans le cas de l'AVC, ce qui représente une concordance passable à modérée.

Le tableau 3 indique la valeur de $\hat{\kappa}$ pour les définitions de cas sélectionnées, ainsi que

les résultats des analyses inférentielles. On a testé les différences de concordance entre les définitions de cas ne comportant qu'une seule consultation (selon le registre des consultations médicales) et les définitions comportant au moins deux consultations. En se servant d'une année de données administratives, on a observé des valeurs de $\hat{\kappa}$ beaucoup plus faibles lorsqu'au moins deux consultations étaient nécessaires, et ce pour toutes les maladies chroniques. Toutefois, lorsqu'on a utilisé au moins deux années de données administratives dans la définition de cas, le profil des différences de concordance a changé. Pour ce qui est de l'arthrite et du diabète, la concordance estimée était toujours beaucoup plus élevée lorsque la définition de cas incluait deux consultations que lorsqu'elle n'en incluait qu'une seule, tandis que c'était l'inverse en ce qui concerne l'asthme. Pour ce qui est des cardiopathies, de l'hypertension et de l'AVC, la concordance était

beaucoup plus élevée ou beaucoup plus faible, selon le nombre d'années de données utilisé dans la définition de cas.

On a testé les différences entre les définitions de cas fondées sur les diagnostics figurant dans le registre des consultations médicales (une ou deux consultations, selon la maladie) et les définitions de cas fondées à la fois sur le registre des services hospitaliers et le registre des consultations médicales, pour une et pour plusieurs années de données administratives (tableau 3). Lorsque le registre des services hospitaliers était inclus, on a observé des améliorations statistiquement significatives de la concordance, et ce, pour toutes les maladies à l'exception de l'arthrite et de l'asthme. Pour ce qui est des autres maladies, la concordance était presque toujours meilleure, peu importe le nombre d'années de données utilisé dans les définitions de cas.

Le tableau 3 fait état des tests sur les différences entre les définitions de cas fondées sur les diagnostics figurant dans le registre des services hospitaliers et le registre des consultations médicales et les définitions de cas fondées à la fois sur les codes de diagnostic et sur les codes de médicaments de prescription. Pour toutes les maladies chroniques, la combinaison des données sur les diagnostics et des données sur les médicaments de prescription a entraîné une amélioration statistiquement significative de la concordance lorsqu'une seule année de données était utilisée dans la définition de cas. Cela n'était pas toujours le cas lorsqu'on utilisait deux années de données ou plus dans les définitions. En fait, lorsqu'on utilisait cinq années de données, la concordance ne s'améliorait pas ou empirait, et ce, pour toutes les maladies.

Les RC pour les analyses de régression logistique pondérée figurent dans le tableau 4. L'âge était statistiquement significatif dans tous les modèles ($p < 0,0001$). Les cotes de concordance entre les données administratives et les données d'enquête étaient presque toujours plus élevées dans les groupes d'âge plus jeunes que dans les groupes plus âgés. La concordance était aussi liée au sexe pour toutes les maladies chroniques, quoique l'ampleur et la direction de l'effet variaient. L'effet était plus fort dans le cas du diabète et de l'AVC. En ce qui concerne l'arthrite, l'asthme, le diabète et l'AVC, les cotes de concordance étaient beaucoup plus élevées chez les hommes que chez les femmes, mais c'était l'inverse dans le cas des cardiopathies, de l'hypertension et de l'AVC.

La région de résidence était statistiquement significative pour toutes les maladies chroniques ($p < 0,0001$) sauf l'asthme. C'est pour l'arthrite et l'hypertension que la puissance de l'association était la plus faible. Les cotes de concordance étaient supérieures chez les habitants des régions rurales que chez ceux des régions urbaines en ce qui concerne l'arthrite, le diabète, les cardiopathies et l'AVC, tandis que c'était l'inverse dans le cas de l'hypertension.

Le quintile du revenu était aussi associé à la concordance entre les données administratives et les données d'enquête ($p < 0,0001$). Les cotes de concordance étaient en général plus faibles parmi les quintiles plus pauvres que parmi les quintiles plus riches, sauf dans le cas du diabète et de l'hypertension pour lesquels c'était l'inverse.

Pour finir, la comorbidité était statistiquement significative dans tous les modèles ($p < 0,0001$); les cotes de concordance étaient invariablement plus élevées en l'absence qu'en présence d'une affection comorbide. L'association entre la comorbidité et la concordance était d'une importance similaire pour toutes les maladies chroniques à l'exception de l'asthme, pour lequel la relation était la plus faible.

Conclusions

Dans cette étude de recoupement de registres, on a comparé les cas de maladies chroniques déterminés au moyen de données administratives et de données d'enquête auto-déclarées lorsque les éléments de la définition de cas fondée sur les données administratives ont été systématiquement manipulés. On s'est aussi penché sur les caractéristiques individuelles ayant pour effet de modérer la concordance entre ces deux sources de données. Les résultats indiquent que peu importe la définition de cas employée, le diabète et l'hypertension étaient associés à la concordance la plus élevée entre ces deux sources de données, tandis que l'arthrite était liée à la concordance la plus faible. Ces résultats correspondent à ceux obtenus dans une recherche antérieure dans laquelle on a comparé les cas de maladies chroniques déterminés au moyen de définitions administratives et les cas auto-déclarés parmi des échantillons des populations et cliniques^{2,9,10,19,22,31}. Selon l'hypothèse émise par Okura et ses collaborateurs, le diabète et l'hypertension, quoique ces maladies ne soient pas habituellement caractérisées par des signes cliniques distincts et spectaculaires, sont des affections chroniques qui requièrent un recours continu et répété au système de santé^{31 (p. 1101)}, ce qui augmente la probabilité qu'elles soient relevées au moyen des données administratives. Pour

ce qui est de l'arthrite, le choix de codes de diagnostic non spécifiques par les praticiens, les diagnostics potentiellement erronés posés par des praticiens non spécialisés et la faible probabilité que cette affection entraîne un séjour à l'hôpital pourraient tous être des facteurs contribuant à une mauvaise concordance entre les deux sources de données³⁶. De plus, il est possible que certaines maladies ne soient pas consignées avec exactitude au moyen de l'auto-déclaration. Par exemple, Kriegsman et ses collaborateurs³⁷ soutiennent que l'arthrite, parce qu'elle n'est pas une affection constituant un danger de mort, pourrait bien être sur-déclarée dans les enquêtes, et sous-déclarée dans les données administratives, ce qui contribuerait à une mauvaise concordance entre ces deux sources. Le choix des termes employés dans le questionnaire est aussi un facteur important pour évaluer l'exactitude des données d'enquête.

La concordance entre les données administratives et les données d'enquête variait de façon importante en fonction du type de données, du nombre d'années de données et du nombre de consultations nécessaire^{9,10}, quoique les différences de la valeur estimée de κ entre les diverses définitions de cas étaient plutôt faibles. L'emploi de plusieurs types de données et/ou de plus d'une année de données avait habituellement pour effet d'améliorer la concordance entre les données administratives et les données d'enquête, mais cette observation ne peut être généralisée à toutes les maladies étudiées. Les améliorations de la concordance n'étaient pas toujours évidentes lorsqu'on utilisait trois ou cinq années de données dans la définition de cas. L'usage des données sur les médicaments prescrits en plus des données sur les services hospitaliers et les consultations médicales pour déterminer les cas de maladie a eu des effets contrastés sur la concordance. Pour ce qui est de l'asthme, l'usage de données sur le diagnostic et sur les médicaments prescrits a entraîné une concordance supérieure lorsque la définition de cas comprenait une ou deux années de données administratives, tandis que cette amélioration de la concordance était moins importante en ce qui concerne le diabète. L'usage des données sur le diagnostic et

des données sur les médicaments prescrits pour déterminer les cas a également amélioré la concordance pour ce qui est de l'hypertension, mais pas pour ce qui est d'autres maladies. On utilise un ensemble précis de médicaments de prescription pour traiter l'asthme et le diabète, tandis que pour d'autres maladies chroniques comme l'hypertension ou l'arthrite, les médicaments prescrits à une personne peuvent servir à traiter plus d'une maladie chronique, et ne sont par conséquent pas toujours utiles pour relever les cas.

L'effet modérateur des variables démographiques, géographiques et socio-économiques et des variables liées à l'état de santé sur la concordance entre les données administratives et les données d'enquête a été observé dans d'autres études³⁸⁻⁴⁰. Simpson et ses collaborateurs³⁹ ont observé que l'absence d'affections comorbides était associée tantôt à une hausse tantôt à une baisse de la concordance, selon la maladie, tandis que dans la présente étude, on a observé une amélioration constante de la concordance en l'absence d'affections comorbides.

Une des limites possibles de cette recherche tient au fait qu'un ensemble fixe de codes de diagnostic et de codes de médicaments prescrits a été sélectionné. Dans d'autres études, on a comparé les résultats de la détermination des cas obtenus à partir de différents ensembles de codes de diagnostic. Par exemple, dans des études sur la détermination des cas d'AVC, on a parfois exclu les codes de diagnostic non spécifiques comme le code 437, qui représente l'AVC de cause indéterminée^{24,41}. Il se peut que l'exclusion des codes non spécifiques améliore les estimations de la concordance entre les données administratives et les données d'enquête. Toutefois, lorsque nous avons répété nos analyses sur l'AVC en nous limitant à un ensemble restreint de codes de diagnostic (c. à d. 430, 431, 434, 345, 436), les estimations du coefficient κ n'ont dans aucun cas été plus élevées que celles obtenues au moyen de l'ensemble complet de codes. Ensuite, cette étude a été menée à l'aide de données administratives codées selon la CIM-9-MC. Au cours de l'exercice 2004-2005, on est passé à la CIM-10-CA dans les bases de données des hôpitaux au Manitoba. D'autres recherches

seront menées sur l'effet de ce changement sur la détermination des cas de maladie chronique. La concordance entre les deux sources de données a peut-être été modérée par la date de l'entrevue d'enquête, un facteur qui n'a pas été pris en considération dans cette étude. Enfin, cette étude était limitée à un ensemble d'affections pour lesquelles on disposait de suffisamment de données pour étudier la concordance. Ainsi, d'autres affections respiratoires chroniques comme la maladie pulmonaire obstructive chronique, d'autres affections musculosquelettiques comme l'ostéoporose et certaines affections gastro-intestinales comme les maladies inflammatoires de l'intestin ont été exclues de cette étude.

L'avantage de cette étude vient du fait qu'elle évalue la concordance au moyen de trois bases de données administratives qui sont en place dans de nombreuses administrations. Elle a aussi l'avantage d'utiliser différents éléments de données dans les définitions de cas, et elle examine systématiquement l'effet de l'usage combiné des données sur le diagnostic et des données sur les médicaments prescrits. Finalement, on emploie dans cette étude des techniques de recoupement de registres pour étudier les variables associées à la concordance entre les deux sources de données des populations. Les chercheurs qui élaborent des définitions de cas fondées sur des données administratives devraient connaître l'effet qu'a le choix des éléments de données sur la détermination des cas. La sélection d'une définition de cas devrait être justifiée par une description des effets potentiels liés à la manipulation de chaque élément de données.

Les résultats de cette étude donnent à penser qu'il existe des possibilités de recherches futures sur l'élaboration de définitions de cas fondées sur des données administratives. D'abord, on pourrait stratifier la population au moyen d'importantes variables socio-démographiques et/ou liées à l'état de santé, puis établir et mettre à l'épreuve des définitions de cas pour chacune de ces strates. Par exemple, un algorithme fondé sur une seule consultation (selon la base de données sur les honoraires des médecins) au cours d'une année de

données pourrait donner lieu à une concordance élevée chez les jeunes atteints d'asthme, tandis qu'un algorithme fondé sur au moins deux consultations pourrait donner une concordance plus élevée chez les adultes atteints d'asthme. On pourrait aussi envisager d'adopter une approche modélisée utilisant des méthodes de classification pour établir une définition de cas⁴²⁻⁴³. Une approche modélisée peut intégrer un vaste ensemble de variables (c.-à-d. de caractéristiques de données), y compris les affections comorbides, les consultations avec des spécialistes, les variables socio-démographiques et les indicateurs de diagnostic et de traitement, et évaluer la contribution relative de ces variables à l'amélioration de la détermination des cas. En terminant, des études de validation additionnelles utilisant les bases de données d'autres provinces ou une source de données constituant une « norme d'or », comme les résultats d'analyses de laboratoire ou des données cliniques sur les diagnostics, aideront à comprendre les avantages et les limites de l'emploi de données administratives à des fins de surveillance des maladies chroniques. Plus particulièrement, les études utilisant une norme d'or peuvent permettre d'estimer la sensibilité et la spécificité des définitions de cas fondées sur des données administratives. Toutefois, étant donné qu'il n'existe aucune norme d'or sans biais pour certaines maladies chroniques, comme l'arthrite et le syndrome du côlon irritable, d'autres recherches sont aussi nécessaires au sujet des techniques de validation en présence d'erreurs de mesure⁴⁴⁻⁴⁵.

Remerciements

Cette recherche a été financée par Santé et mode de vie sain Manitoba et par une subvention des Instituts de recherche en santé du Canada (n° PPR79240). Les auteurs sont redevables à Santé et mode de vie sain Manitoba pour avoir fourni des données dans le cadre du projet n° 2004/05-01. Les résultats et les conclusions sont ceux des auteurs; ils ne sont pas assujettis à la sanction officielle de Santé et mode de vie sain Manitoba ni n'ont reçu une telle sanction. Les auteurs n'ont pas d'intérêts divergents à déclarer.

Références

1. Thacker SB, Stroup DF, Rothenberg RB, Brownson RC. Public health surveillance for chronic conditions: a scientific basis for decisions. *Stat Med*. 1995;14:629-641.
2. Cricelli C, Mazzaglia G, Samani F, Marchi M, Sabatini A, Nardi R, Ventriglia G, Caputi AP. Prevalence estimates for chronic diseases in Italy: exploring the differences between self-report and primary care databases. *J Public Health Med*. 2003;25:254-257.
3. Powell KE, Diseker RA, Presley RJ, Tolisma D, Harris S, Mertz KJ, Viel K, Conn DL, McClellan W. Administrative data as a tool for arthritis surveillance: estimating prevalence and utilization of services. *J Public Health Manag Pract*. 2003;9:291-298.
4. Umphrey GJ, Kendall O, MacNeill IB. Assessing the surveillance capability of Canada's national health surveys. *Chronic Dis Canada*. 2001;22:50-56.
5. Mayo NE, Chockalingam A, Reeder BA, Phillips S. Surveillance for stroke in Canada. *Health Rep*. 1994;6:62-72.
6. Saydah SH, Geiss LS, Tierney E, Benjamin SM, Engelage M, Brancati F. Review of the performance of methods to identify diabetes cases among vital statistics, administrative and survey data. *AEP*. 2004;14:507-516.
7. Maio V, Yuen E, Rabinowitz C, Louis D, Jimbo M, Donatini A, Mall S, Taroni F. Using pharmacy data to identify those with chronic conditions in Emilia Romagna, Italy. *J Health Serv Res Policy*. 2005;10:232-238.
8. Mahonen M, Salomaa V, Brommels M, Molarius A, Miettinen H, Pyorala K, Tuomilehto J, Arstila M, Kaarsalo E, Ketonen M, Kuulasmaa K, Lehto S, Mustaniemi H, Niemela M, Palomaki P, Torppa J, Vuorenmaa T. The validity of hospital discharge register data on coronary heart disease in Finland. *Eur J Epidemiol*. 1997;13:403-415.
9. Robinson JR, Young TK, Roos LL, Gelskey DE. Estimating the burden of disease. Comparing administrative data and self-reports. *Med Care*. 1997;35:932-947.
10. Rector TS, Wickstrom SL, Shah M, Greenlee NT, Rheault P, Rogowski J, Freedman V, Adams J, Escarce JJ. Specificity and sensitivity of claims-based algorithms for identifying members of Medicare plus Choice health plans that have chronic medical conditions. *Health Serv Res*. 2004;39:1839-1861.
11. Hux JE, Ivis F, Flintoft V, Bica A. Diabetes in Ontario: determination of prevalence and incidence using a validated administrative data algorithm. *Diabetes Care*. 2002; 25:512-516.
12. Virning BA, McBean M. Administrative data for public health surveillance and planning. *Annu Rev Public Health*. 2001;22:213-230.
13. Watson DE, Katz A, Reid RJ, Bogdanovic B, Roos NP, Heppner P. Family physician workloads and access to care in Winnipeg: 1991 to 2001. *CMAJ*. 2004;171:339-342.
14. Organisation mondiale de la Santé. WHO Collaborating Centre for Drug Statistics Methodology: ATC classification index with DDDs and Guidelines for ATC classification and DDD assignment, Oslo, Norvège, Norwegian Institute of Public Health, 2006.
15. Kozyrskyj AL, Mustard CA. Validation of an electronic, population-based prescription database. *Ann Pharmacother*. 1998; 32:1152-57.
16. Statistique Canada. L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Cycle 1.1. Ottawa, Statistique Canada, 2005. URL : http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index_f.htm .
17. Wilchesky M, Tamblin RM, Huang A. Validation of diagnostic codes within medical services claims. *J Clin Epidemiol*. 2004;57:131-141.
18. Kozyrskyj AL, Mustard CA, Becker AB. Identifying children with persistent asthma from health care administrative records. *Can Respir J*. 2004;11:141-145.
19. Huzel L, Roos LL, Anthonisen NR, Manfreda J. Diagnosing asthma: the fit between survey and administrative database. *Can Respir J*. 2002;9:407-412.
20. Macy E, Schatz M, Gibbons C, Zeiger R. The prevalence of reversible airflow obstruction and/or methacholine hyperreactivity in random adult asthma patients identified by administrative data. *J Asthma*. 2005;42:213-220
21. Morgan CL, Currie CJ, Stott NC, Smithers M, Butler CC, Peters JR. Estimating the prevalence of diagnosed diabetes in a health district of Wales: the importance of adjustment for death and migration. *Diabet Med*. 2000;17:141-145.
22. Muhajarine N, Mustard C, Roos LL, Young TK, Gelskey DE. Comparison of survey and physician claims data for detecting hypertension. *J Clin Epidemiol*. 1997;50:711-718.
23. Leibson CL, Maessens JM, Brown RD, Whisnant JP. Accuracy of hospital discharge abstracts for identifying stroke. *Stroke*. 1994;25:2348-2355.
24. Tirschwell DL, Longstreth WT. Validating administrative data in stroke research. *Stroke*. 2002;33:2465-2470.
25. Rawson NS, Malcolm E. Validity of the recording of ischaemic heart disease and chronic obstructive pulmonary disease in the Saskatchewan Health care data files. *Stat Med*. 1995;14:2627-2643.
26. Shah BR, Hux JE, Zinman B. Increasing rates of ischemic heart disease in the native population of Ontario, Canada. *Arch Intern Med*. 2000;160:1862-1866.
27. Bullano MF, Kamat S, Willey VJ, Barlas S, Watson DJ, Brennehan SK. Agreement between administrative claims and the medical record in identifying persons with a diagnosis of hypertension. *Med Care* 2006;44:486-490.
28. Lix LM, Yogendran M, Burchill C, McKeen N, Metge C, Moore D, Bond R. Defining and validating chronic diseases: An administrative data approach, University of Manitoba, Manitoba Centre for Health Policy, 2006.
29. Altman DG. *Practical Statistics for Medical Research*, London, Chapman & Hall, 1991.

30. Donner A, Shoukri MM, Klar N, Bartfay E. Testing the equality of two dependent kappa statistics. *Stat Med.* 2000;19:373-387.
31. Okura Y, Urban LH, Mahoney DW, Jacobsen SJ, Rodeheffer RJ. Agreement between self-report questionnaires and medical record data was substantial for diabetes, hypertension, myocardial infarction and stroke but not for heart failure. *J Clin Epidemiol.* 2004;57:1096-1103.
32. Borzecki AM, Wong AT, Hickey EC, Ash AS, Berlowitz DR. Identifying hypertension-related comorbidities from administrative data: what's the optimal approach? *Am J Med Qual.* 2004;19:201-206.
33. Fondation des maladies du cœur du Canada. Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada 2000. Ottawa, Santé Canada, 2000.
34. Santé Canada. Le diabète au Canada, Deuxième édition, Ottawa, Santé Canada, 2002.
35. Wolff HK, Andreou P, Bata IR, Comeau DG, Gregor RD, Gephart G, MacLean DR, Sketris I. Trends in the prevalence and treatment of hypertension in Halifax county from 1985-1995. *CMAJ.* 1999;161:699-704.
36. Harrold LR, Yood RA, Andrade SE, Reed JI, Cernieux J, Straus W, Weeks M, Lewis B, Gurwitz JH. Evaluating the predictive value of osteoarthritis diagnoses in an administrative database. *Arthritis Rheum.* 2000;43:1881-1885.
37. Kriegsman DM, Penninx BW, van Eijk JT, Boeke AJ, Deeg DJ. Self-reports and general practitioner information on the presence of chronic diseases in community dwelling elderly. *J Clin Epidemiol.* 1996;49:1407-1417.
38. Haapanen N, Miilunpalo S, Pasanen M, Oja P, Vuori I. Agreement between questionnaire data and medical records of chronic diseases in middle-aged and elderly Finnish men and women. *Am J Epidemiol.* 1997;145:762-769.
39. Simpson CF, Boyd CM, Carlson MC, Griswold ME, Guralnik JM, Fried LP. Agreement between self-report of disease diagnoses and medical record validation in disabled older women: factors that modify agreement. *J Am Geriatr Soc.* 2004;52:123-127.
40. Verbrugge LM, Lepkowski JM, Imanaka Y. Comorbidity and its impact on disability. *Milbank Q.* 1989;67:450-484.
41. Benesch C, Witter DM, Wilder AL, Duncan PW, Samsa GP, Matchar DB. Inaccuracy of the International Classification of Disease (ICD-9-CM) in identifying the diagnosis of ischemic cerebrovascular disease. *Neurology.* 1997;49:660-664.
42. Hirsch S, Shapiro JL, Turega MA, Frank TL, Niven RM, Frank PI. Using a neural network to screen a population for asthma. *Ann Epidemiol.* 2001;11:369-376.
43. Shanker M, Hu MY, Hung MS. Estimating probabilities of diabetes mellitus using neural networks. *SAR QSAR Environ Res.* 2000;11:133-147.
44. Ladouceur M, Rahme E, Pineau CA, Joseph L. Robustness of prevalence estimates derived from misclassified data from administrative databases. *Biometrics* 2007;63(1):272-279.
45. Cole SR, Haitao C, Greenland S. Multiple-imputation for measurement-error correction. *Int J Epidemiol.* 2006;35:1074-1081.

Deuxième Enquête sur l'exposition au soleil : Rapport de l'atelier

Bronwen Waller, M.Sc.S. (1); Erin Pichora, M.Sc. (1); Lorraine Marrett, Ph.D. (1, 2)

Introduction

Les rayons ultraviolets (UV) émis par le soleil sont la cause principale du cancer de la peau. Environ 77 600 Canadiens sont diagnostiqués chaque année du cancer de la peau, ce qui en fait la forme la plus commune de cancer.¹ L'élaboration de programmes de santé publique, visant à diminuer la fréquence de ce type de cancer en réduisant l'exposition inutile au soleil, nécessite des renseignements à jour et exacts sur les habitudes de la population en ce qui concerne le soleil, notamment le temps d'exposition au soleil; l'utilisation d'une protection solaire; les connaissances, les attitudes et les comportements en ce qui concerne le bronzage, l'exposition au soleil et la protection solaire.

La deuxième Enquête sur l'exposition au soleil (EES2) a été menée en 2006 sous les auspices du Comité national de prévention du cancer de la peau du Partenariat contre le cancer, dix ans après la première Enquête (EES1)² réalisée en 1996 et qui portait sur les comportements de protection. L'Enquête de 2006 a été conçue pour estimer ce qui suit :

- les niveaux actuels d'exposition au soleil, les comportements de protection et l'utilisation d'équipement de bronzage chez les adultes de 16 ans et plus, en fonction de l'âge, du sexe et de la région (province ou regroupement correspondant);

- les niveaux actuels d'exposition au soleil et les comportements de protection chez les enfants âgés entre 1 et 12 ans pour le Canada dans son ensemble;
- les niveaux de connaissances, les attitudes et les croyances concernant la protection solaire chez les adultes de 16 ans et plus, en fonction de l'âge, du sexe et de la région.

L'EES2 a aussi été conçue pour comparer les niveaux d'exposition au soleil et les comportements de protection chez les Canadiens de 16 ans et plus, en fonction de l'âge et du sexe, entre l'EES2 et l'EES1.

Pour les trois premiers objectifs, 7 121 adultes canadiens (échantillon de base) ont été interrogés par téléphone à l'aide d'un questionnaire qui englobe tous les domaines d'intérêts précisés. En ce qui concerne le quatrième objectif, 2 115 adultes supplémentaires (échantillon de comparaison) se sont fait poser un nombre réduit de questions provenant de l'EES1.

Le transfert des connaissances est un important objectif de l'enquête. Pour cette raison, diverses composantes ont été comprises dans la conception de l'enquête. Parmi ces composantes, il y avait la sensibilisation de la population à l'enquête et à ses données, l'amélioration de la capacité d'analyser les données, de même que la production de rapports pour répondre aux besoins d'un grand éventail d'intervenants, notamment les professionnels de la santé publique, les experts de la promotion de

la santé, les planificateurs, les décideurs et les chercheurs sur la protection solaire. Un atelier d'une journée a donc eu lieu le 19 septembre 2007 à Toronto. Trente personnes y ont assisté sur invitation, notamment des conférenciers spécialistes, des membres du personnel de projet et des personnes possédant des compétences en matière de politique, de planification de programmes et d'analyse qui représentaient les régions de partout au Canada (les participants sont énumérés à la fin du présent rapport).

Planification de l'atelier de l'EES2 et objectifs de l'atelier

Le comité de planification comprenait des représentants du Comité national de prévention du cancer de la peau, ainsi que des co-chercheurs et des collaborateurs en ce qui concerne le projet de l'EES2, et le personnel de l'étude. Les objectifs de l'atelier étaient les suivants :

- mettre en commun les particularités techniques de base ainsi que les résultats descriptifs préliminaires tirés de l'EES2;
- favoriser la discussion sur les domaines prioritaires aux fins d'analyses régionales et nationales;
- se baser sur les résultats pour élaborer des outils qui serviraient à l'élaboration de politiques et à la prévention (réduction de l'exposition aux rayons UV et prévention du cancer de la peau);

Coordonnées des auteurs

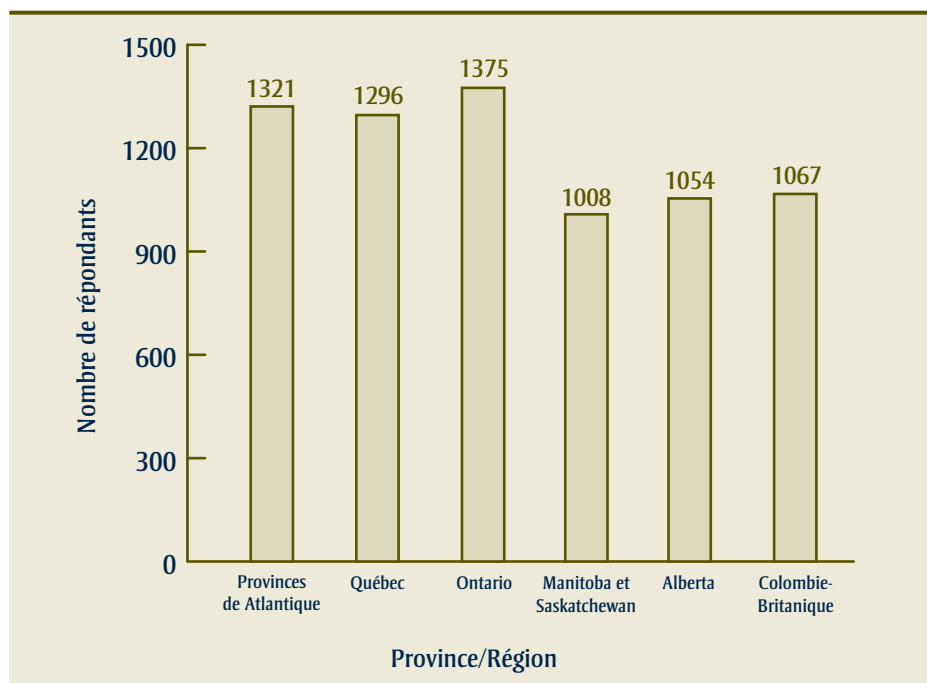
1 Division de l'étude et surveillance de la population, Action Cancer Ontario, Toronto, Ontario

2 Département d'hygiène publique, Université de Toronto, Toronto, Ontario

Correspondance : Lorraine Marrett, Division de l'étude et surveillance de la population, Action Cancer Ontario, Université de Toronto, 620, avenue University, Toronto (Ontario) M5G 2L7, Tél. : 416-217-1381, Téléc. : 416-971-6888, Courriel : lorraine.marrett@cancerca.on.ca

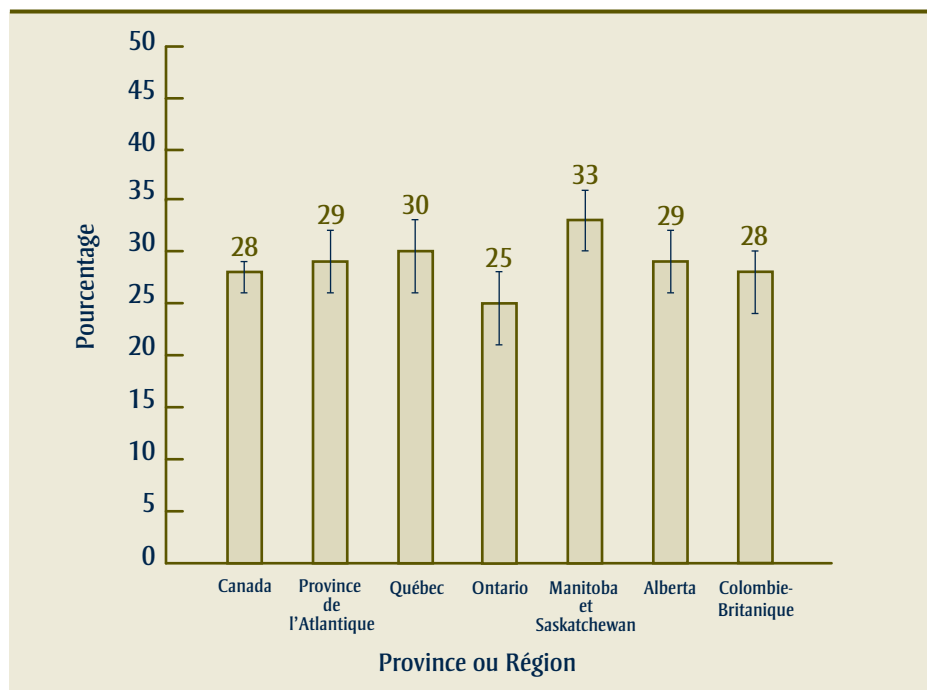
Pour accéder au fichier de données à grande diffusion de la deuxième Enquête sur l'exposition au soleil (EES2) et/ou matériaux connexes, veuillez composer le surveillanceunit@cancerca.on.ca.

GRAPHIQUE 1
Tailles des échantillons de la deuxième Enquête sur l'exposition au soleil (EES2)
en fonction de la province ou de la région, 2006



Provinces de l'Atlantique = Nouveau-Brunswick, Terre-Neuve-et-Labrador, Nouvelle-Écosse et l'Île-du-Prince-Édouard.
 Source : Deuxième Enquête sur l'exposition au soleil, 2006.

GRAPHIQUE 2^a
Pourcentage de Canadiens âgés de 16 ans et plus qui passent au moins deux heures au soleil
au cours d'une journée d'été normale, en fonction de la province ou de la région, 2006^b



^a Le tableau est basé sur une mesure composée (moyenne pondérée) de deux questions du questionnaire :
 a. Nombre de temps passé au soleil entre 11h00 et 16h00 pendant une **journée de semaine**, au cours de juin, de juillet et d'août.
 b. Nombre de temps passé au soleil entre 11h00 et 16h00 pendant une **journée de fin de semaine**, au cours de juin, de juillet et d'août.

^b Standardisé selon l'âge de la population canadienne en 2001.
 I= Intervalle de confiance de 95 %.

Provinces de l'Atlantique = Nouveau-Brunswick, Terre-Neuve-et-Labrador, Nouvelle-Écosse et Île-du-Prince-Édouard.
 Source : Deuxième Enquête sur l'exposition au soleil, 2006.

- explorer des méthodes de diffusion de ces outils-là afin d'augmenter les répercussions sur la promotion de la santé, la planification et la surveillance;
- fournir un fichier préliminaire des données de l'échantillon de base, ainsi qu'une formation pratique sur l'analyse des données.

Un résumé des objectifs de l'atelier, un sommaire de l'EES2 et une documentation détaillée sur son contenu et les fichiers de données ont été distribués au préalable, afin que les participants puissent se préparer.

Ordre du jour de l'atelier

La séance du matin a commencé par un exposé, donné par le D^r Lorraine Marrett (Action Cancer Ontario), chercheuse principale de l'EES2, qui offrait une vue d'ensemble sur le cancer de la peau et les rayons UV, les méthodes utilisées dans le cadre de l'EES2 et les résultats préliminaires de l'échantillon de base. Les graphiques 1 et 2 montrent les composantes entrant dans la conception du sondage et les résultats. Le graphique 1 illustre le nombre de répondants au sondage par région. L'une des forces de l'EES2 réside dans la taille relativement grande de l'échantillon pour chaque région, ce qui permet de réaliser des analyses vastes et variées au niveau national ainsi qu'une grande sélection au niveau régional. Le graphique 2 montre les variations entre les régions en illustrant la proportion d'adultes qui passent au moins deux heures au soleil au cours d'une journée d'été.

Vitali Fioletov (Environnement Canada) a ensuite partagé les résultats de l'estimation de l'indice UV de la ville de résidence de chacun des répondants au cours de l'été 2006. Ces estimations permettront d'effectuer une évaluation plus complète des doses individuelles d'exposition aux rayons UV, ainsi que l'étude des comportements rapportés en matière de climatologie. Le D^r Scott Leatherdale (Action Cancer Ontario) a présenté un aperçu des résultats de l'EES2 en ce qui concerne les connaissances, les attitudes et les croyances au sujet de la protection solaire.

Après le dîner, les participants se sont séparés en deux groupes :

Groupe 1. Le personnel de l'EES2 a dirigé les sept analystes de données au cours d'une séance de formation pratique sur les domaines suivants :

- la méthodologie d'échantillonnage d'enquête de base;
- le contenu de l'ébauche du Guide de l'utilisateur de données de l'EES2, dont l'accent est mis sur la conception de l'échantillonnage de l'EES2

et le calcul du poids, le calcul d'indicateurs de précision (c.-à-d. la variance d'échantillon) et les directives de publication des données;

- la structure et le contenu du fichier préliminaire de données de l'échantillon de base à usage public;
- la méthodologie et la syntaxe utilisées pour générer des estimations de l'EES2 en utilisant le Système d'analyse statistique (SAS) et l'Ensemble des programmes statistiques relatif aux sciences sociales (S.P.S.S.).

On a remis aux analystes le fichier préliminaire des données de l'échantillon de base à usage public sur CD. Le fichier définitif a été distribué au cours d'un deuxième atelier d'analystes (tenu en mars 2008) qui s'est conclu par l'évaluation très positive par les participants de l'atelier de septembre 2007 et l'expression du besoin d'une formation plus poussée en analyse.

Groupe 2. Les autres participants ont pris part à une séance de discussion interactive conçue pour donner au personnel de l'étude une certaine orientation à l'égard de ce qui suit.

TABLEAU 1
Questions et recommandations sur la protection solaire tirées de l'atelier sur la deuxième
Enquête sur l'exposition au soleil

| | | |
|----------------------------------|--|--|
| Enjeux cernés | <p>Priorités en matière de sécurité des rayons UV</p> <p>Comment l'EES2 peut-elle répondre aux priorités?</p> | <p>Équipement de bronzage artificiel et augmentation de l'utilisation, enjeux par rapport aux lois</p> <p>Messages exacts concernant la vitamine D</p> <p>Groupes cibles, tels que les travailleurs en plein air et les jeunes</p> <p>Principaux messages uniformes au sujet de la protection solaire</p> <p>Analyses descriptives des groupes cibles</p> <p>Identification des personnes qui s'exposent au soleil et ne se protègent pas</p> <p>Examen des croyances sur l'utilisation de l'équipement de bronzage</p> <p>Détermination des occasions de collecte de données</p> <p>Utilisation des données pour créer ou modifier les messages</p> |
| Contexte de mise en œuvre | <p>Intervenants principaux</p> <p>Publics cibles</p> <p>Moyens de participer</p> | <p>Unités de santé régionales et publiques, autres organisations qui mettent l'accent sur la protection solaire</p> <p>Enfants (par le biais des pédiatres, des écoles, des parents), jeunes adultes, planificateurs d'ombres, médias, parcs et récréation, employés qui travaillent en plein air</p> <p>Former une communauté de pratique (organisation d'intervenants)</p> <p>Examen de ce qui a fonctionné – stratégies dans le domaine du tabac</p> <p>Bien-fondé de la protection solaire par les médias</p> |
| Résultats recommandés par l'EES2 | <p>Résumés simples des textes de résultats – sous forme de fiche d'information</p> <p>Publications examinées par les pairs comprenant des analyses complexes et une modélisation</p> | |

- Enjeux prioritaires concernant la protection contre les rayons UV et les moyens de l'EES2 pour y remédier
- Publics cibles principaux auxquels les rapports ou les renseignements au sujet de l'EES2 sont destinés
- Caractéristiques utiles et efficaces des rapports
- Méthodes de collaboration et de communication en cours

Le tableau 1 présente le sommaire de cette séance de discussion et les principaux thèmes.

Au cours de cette séance, Steve Manske (Université de Waterloo) a présenté un aperçu du transfert et de l'échange de connaissances. Il a mis l'accent sur l'importance d'une information simplement formulée et pertinente ainsi que d'une interaction qui tient compte des besoins des participants, en tant que principal élément de transformation des connaissances en action.³

Recommandations

Les participants de l'atelier sur l'EES2 ont donné des conseils clés et des recommandations concernant la création de produits utiles à partir des données qui serviront à donner forme aux efforts à déployer en matière de politiques et de prévention. De nombreux participants ont cerné deux principales questions notamment l'importance d'élaborer et de diffuser des messages sur la protection solaire

correctement et uniformément, et d'adapter les messages aux groupes cibles déterminés au moyen des données de l'EES2.

Une discussion contextuelle a débouché sur l'examen de la nature des lois et messages médiatisés qui favorisent efficacement un changement de comportement, au niveau du système et au niveau individuel. Les lois et les réglementations contraignent les gens à changer de comportement tandis que le marketing social encourage et motive les gens à adopter de nouvelles habitudes en promouvant des messages et interventions qui démontrent les avantages de prendre ces habitudes et la façon de vaincre des obstacles. Un exemple de réussite de ces deux tactiques d'influence combinées constitue l'imposition du tabac et la marginalisation du tabagisme par l'intermédiaire du marketing social.

Les participants ont suggéré que des rapports comportant de courts chapitres descriptifs et de simples résumés des textes présentant les résultats seraient la solution la plus efficace. Les publications examinées par les pairs pourraient être utilisées aux fins d'analyses complexes comprenant une modélisation, tandis que *SunSurv*, système de données conçu pour donner aux usagers accès à la documentation contextuelle de l'EES2 et aux résultats descriptifs de base, sera très important pour les personnes autres que les analystes qui voudront générer des données descriptives de base. Selon les participants, les données de l'EES2 pourraient jouer un rôle important visant à favoriser un changement du comportement en ce qui concerne l'exposition au soleil. Pour ce faire, les données devraient être présentées dans des documents utilisables par les décideurs et, en définitive, aideraient à prévenir le cancer de la peau.

Remerciements

L'atelier de l'EES2 a été financé par la Société canadienne du cancer (Bureau national et Division de l'Ontario) et l'Agence de la santé publique du Canada. La chercheuse principale pour l'EES2 est Loraine Marrett, et les co-chercheurs sont D^r Cheryl Rosen, D^r Joel Claveau, D^r Marc Rhainds, M. David Northrup et M^{me} Jennifer Fergenbaum.

Les auteurs aimeraient aussi remercier le Comité national de prévention du cancer de la peau, dont les membres ont dirigé l'Enquête, et l'Institute for Social Research (Université York), ainsi que Jolie-Coeur et Associés (Québec), qui ont posé les questions aux répondants.

M. Michael Spinks (South East Local Health Integration Network, Action Cancer Ontario) a donné de précieux conseils concernant la planification de l'analyse, la structuration et l'animation de la séance d'analyse de l'atelier. Nous remercions aussi M^{me} Yen Borrego, M^{me} Sandrene Chin Cheong et M. Greg Kennedy d' *Action Cancer Ontario* pour leur appui dans le cadre de la planification de l'atelier, de la gestion et de l'analyse des données, et de la préparation du matériel graphique.

Participants à l'atelier

Riaz Alvi (Saskatchewan Cancer Agency), Rosemary Boyle (Division du Nouveau Brunswick, Société canadienne du cancer), Doreen Callander (Division de la Saskatchewan, Société canadienne du cancer), Heather Chappell (Société canadienne du cancer), Christina Chociolko (Centre national de collaboration de l'hygiène du milieu), Vitali Fioletov (Environnement Canada), Lynn From (Women's College Hospital), Irene Gallagher (Société canadienne du cancer, Division de l'Ontario), Suzanne Gingras

(Institut national de santé publique du Québec), Jane Griffith (Cancer Care Manitoba), ***Scott Leatherdale** (Action Cancer Ontario), Tim Lee (BC Cancer Research Centre), Sylvia Leonard (Division de l'Ontario, Société canadienne du cancer), ***Steve Manske** (University of Waterloo), ***Loraine Marrett** (Action Cancer Ontario), ***David Northrup** (Institute for Social Research), Corinne Parker (Alberta Cancer Board), ***Erin Pichora** (Action Cancer Ontario), ***Judy Purcell** (Cancer Care Nova Scotia), Steven Quantz (Alberta Cancer Board), Pascale Reinhardt (Santé Canada), ***Marc Rhainds** (Institut national de santé publique du Québec), ***Cheryl Rosen** (Toronto Western Hospital), Holly Smith (Division de l'Île-du-Prince-Édouard, Société canadienne du cancer), ***Michael Spinks** (South East Local Health Integration Network et Action Cancer Ontario), Sharon Storoschuk (Division de la Colombie-Britannique et du Yukon, Société canadienne du cancer), ***Bronwen Waller** (Action Cancer Ontario), Gordon Walsh (Cancer Care Nova Scotia), et Lin Xue (Cancer Care Manitoba).

* **Membres du Comité de planification de l'atelier ou du personnel de l'EES2, ou co-chercheurs**

Références

1. Société canadienne du cancer/Institut national du Cancer du Canada. Statistiques canadiennes sur le cancer, Toronto, Société canadienne du cancer/Institut national du Cancer du Canada, 2008.
2. Lovato C, Shoveller J, Rivers J (dir). Final Report: National Survey on Sun Exposure and Protective Behaviours, Institute of Health Promotion Research, University of British Columbia, 1997.
3. Graham ID, Logan J, Harrison MB, et al. Lost in knowledge translation: time for a map? *J Contin Educ Health Prof.* 2006; 26(1):13-24.

Annonces

Notre rédactrice scientifique principale aux Journées annuelles de santé publique

La D^{re} Sylvie Stachenko, administratrice en chef adjointe de la santé publique et rédactrice scientifique principale de *Maladies chroniques aux Canada*, participera à la conférence plénière d'ouverture de la Rencontre francophone internationale sur les inégalités sociales de santé le lundi 17 novembre 2008. Cette rencontre débute les Journées annuelles de santé publique à Québec.

La D^{re} Sylvie Stachenko, dont la présentation s'intitule « Inégalités sociales : perspectives, enjeux et développements récents », discutera de l'importance de la Commission de l'OMS des déterminants sociaux de la santé, voire sa contribution à l'action politique globalement et au Canada. Elle soulignera des développements récents et semblables au Canada, telle la publication du rapport de l'administrateur en chef de

la santé publique sur l'état de la santé publique au Canada, ainsi que le travail du Sous-comité sur la santé des populations et du Groupe de référence canadien sur les déterminants sociaux de la santé. Elle conclura sa présentation avec des réflexions sur le rôle continu de la promotion de la santé en ce qui concerne des mesures à prendre par rapport aux déterminants et aux inégalités de la santé.

À la recherche de participants d'ateliers : « Une once de prévention vaut-elle autant qu'une livre de guérison? »

Contexte

En 2004, Laurie Goldsmith, Brian Hutchison et Jeremiah Hurley ont publié « L'Évaluation économique appliquée aux quatre volets de la prévention : une perspective canadienne ». Ce document, mandaté par l'Association médicale canadienne, visait à produire une recension à jour des données probantes concernant l'évaluation économique de la prévention qui pourrait servir de base à l'établissement des priorités en matière de santé dans le contexte canadien.

Le Centre de collaboration nationale sur les politiques publiques et la santé (CCNPPS) a récemment publié une traduction française du rapport, afin de le rendre disponible à un auditoire plus large et de d'élargir la base potentielle de participants d'ateliers pancanadiens.

Pour lire le rapport en français, veuillez visiter le lien suivant : <http://www.ccnpps.ca/docs/FR-EvaluationEconomique.pdf>.

Pour le lire en anglais, veuillez visiter le liensuivant: http://www.evaluationcanada.ca/distribution/200405_goldsmith_laurie_hutchison_brian_hurley_jeremiah.pdf.

Les ateliers pancanadiens

En collaboration avec Laurie Goldsmith, de l'Université Simon Fraser, le CCNPPS organisera des ateliers afin de mettre à jour les sections du rapport sur les politiques publiques favorables à la santé.

Si vous désirez participer aux ateliers ou si vous voulez plus d'information, veuillez contacter le CCNPPS au ccnpps@inspq.qc.ca.

www.inspq.qc.ca/jasp

12^{es} journées annuelles de santé publique

RENCONTRE FRANCOPHONE INTERNATIONALE SUR LES INÉGALITÉS SOCIALES DE SANTÉ

17 18 19 20 NOVEMBRE 2008
CENTRE DES CONGRÈS, QUÉBEC

MSSC ASSOCIATION DES MÉDECINS SPÉCIALISTES EN SANTÉ COMMUNAUTAIRE DU QUÉBEC

ASPO ASSOCIATION FRANÇAISE D'OPHTHALMOLOGES

ASSOCIATION QUÉBÉCOISE D'INFORMATICIENS DE SANTÉ ET DE SERVICES SOCIÉTAUX

Québec
• Agences de la santé et des services sociaux / Directions de santé publique
• Institut national de santé publique
• Institut de la statistique
• Ministère de la Santé et des Services sociaux