Nº 82-003-X au catalogue

Rapports sur la santé

Volume 21, numéro 3

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Division de l'information et de la recherche sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : 613-951-1765).

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à infostats@statcan.gc.ca ou par téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

Centre de contact national de Statistique Canada

Numéros sans frais (Canada et États-Unis) :

Service de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
Télécopieur	1-877-287-4369

Appels locaux ou internationaux :

Service de renseignements	1-613-951-8116
Télécopieur	1-613-951-0581

Programme des services de dépôt

Service de renseignements	1-800-635-7943
Télécopieur	1-800-565-7757

Comment accéder à ce produit ou le commander

Le produit nº 82-003-X au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Ce produit est aussi disponible en version imprimée standard au prix de 24 $CAN l'exemplaire et de 68 $CAN pour un abonnement annuel.

Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

	Exemplaire	Abonnement annuel
États-Unis	6 $CAN	24 $CAN
Autres pays	10 $CAN	40 $CAN

Les prix ne comprennent pas les taxes sur les ventes.

La version imprimée peut être commandée par les moyens suivants :

- Téléphone (Canada et États-Unis) 1-800-267-6677
- Télécopieur (Canada et États-Unis) 1-877-287-4369
- Courriel infostats@statcan.gc.ca
- Poste Statistique Canada
Finances
Immeuble R.-H.-Coats, 6e étage
150, promenade Tunney's Pasture
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne auprès des agents et librairies autorisés.

Lorsque vous signalez un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresse.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Nº 82-003-XPF au catalogue • Volume 21 Numéro 3

Rapports sur la santé

Une revue canadienne à contenu évalué par les pairs consacrée à la recherche sur la santé des populations et les services de santé

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2010

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Septembre 2010

Nº 82-003-XPF au catalogue, vol. 21, nº 3
ISSN 1492-7128

Nº 82-003-XIF au catalogue, vol. 21, nº 3
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Rédactrice en chef
Christine Wright

Rédactrice principale
Mary Sue Devereaux

Rédactrice adjointe
Anne Marie Baxter

Gestionnaire de la production
Robert Pellarin

Services de créativité conceptuelle
Rasha Bradic

Administration
Amber Doy-Yat

Rédacteurs associés

David Buckeridge
Université McGill

Elizabeth Lin
Institut psychiatrique Clarke

Doug Manuel
Institut de recherche en santé d'Ottawa
et Statistique Canada

Nazeem Muhajarine
Université de la Saskatchewan

Georgia Roberts
Statistique Canada

Nancy Ross
Université McGill et Statistique Canada

Geoff Rowe
Statistique Canada

Michelle Simard
Statistique Canada

À la recherche d'auteurs : Nous invitons les chercheurs de l'administration publique ou du milieu universitaire à nous soumettre des articles pour publication. Il peut s'agir d'articles de recherche en bonne et due forme; de courts exposés narratifs pour la « Santé en bref »; ou de textes sur un volet technique des analyses découlant d'enquêtes complexes sur la santé ou de bases de données administratives pour le « Coup d'œil méthodologique ». Les auteurs intéressés ont accès à des lignes directrices détaillées en tapant *www.statcan.gc.ca/rapportssurlasante*.

Version électronique : On peut se procurer gratuitement *Rapports sur la santé* en format PDF ou HTML. Le plus récent numéro se trouve à l'adresse ci-dessus. Pour consulter les numéros antérieurs, cliquer sur « Autres parutions dans la série » dans la barre de gauche.

Also available in English: *Health Reports*, Catalogue No. 82-003-X

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés uniformément dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
p	provisoire
r	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
E	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

Le papier utilisé dans la présente publication répond aux exigences minimales de l'« American National Standard for Information Sciences » — « Permanence of Paper for Printed Library Materials », ANSI Z39.48 — 1984.

À propos de Rapports sur la santé

Rapports sur la santé fait découvrir des travaux de recherche sur différents sujets rattachés à la santé des populations et aux services de santé. Chercheurs, décideurs et non-initiés y trouveront un éventail de données analytiques provenant d'enquêtes nationales et provinciales et de bases de données administratives, ainsi que les résultats de travaux comparatifs de recherche en santé à l'échelle internationale. *Rapports sur la santé* permet la mise en commun de renseignements méthodologiques, à l'intention des utilisateurs d'enquêtes sur la santé ou de bases de données administratives. La revue est produite par la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada. Elle est mise en ligne chaque mois et paraît chaque trimestre en version imprimée. Les articles sont indexés dans Index Medicus et MEDLINE.

Pour s'informer des *Rapports sur la santé*, contacter la rédactrice en chef, Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, immeuble R.-H.-Coats, 24e étage, Ottawa (Ontario) Canada K1A0T6.
Téléphone : 613-951-1765
Télécopieur : 613-951-3959
Courriel : christine.wright@statcan.gc.ca

Comité de rédaction

David L. Streiner, rédacteur scientifique
Université de Toronto

Bill Avison
Université de Western Ontario

Adam Baxter-Jones
Université de la Saskatchewan

Lise Dubois
Université d'Ottawa

James Dunn
Université de Toronto et le Centre for Research on Inner City Health

Bob Evans
Université de la Colombie-Britannique

David Feeny
Kaiser Permanente

Rick Glazier
Institut de recherche en services de santé et Université de Toronto

Judy Guernsey
Université de Dalhousie

Glenn Irwin
Santé Canada

Howard Morrison
Agence de la santé publique du Canada

Cameron Mustard
Institut de recherche sur le travail et la santé, Université de Toronto

Tom Noseworthy
Université de Calgary

Patricia O'Campo
Université de Toronto et le Centre for Research on Inner City Health

Jennifer O'Loughlin
Université de Montréal

Indra Pulcins
Institut canadien d'information sur la santé

Nancy Ross
Université McGill et Statistique Canada

Paul Veugelers
Université de l'Alberta

Michael Wolfson
Statistique Canada

Dans ce numéro

Travaux de recherche

Concentrations de plomb et de bisphénol A pour la population canadienne 7

par Tracey Bushnik, Douglas Haines, Patrick Levallois, Johanne Levesque, Jay Van Oostdam et Claude Viau

L'exposition au plomb et au bisphénol A est généralisée dans la population canadienne.

Incidence du diabète sur 14 années : le rôle du statut socioéconomique 21

par Nancy A. Ross, Heather Gilmour et Kaberi Dasgupta

Les gradients sociaux de l'incidence du diabète ne peuvent pas être expliqués entièrement par les valeurs démographiques et comportementales.

Risque d'hospitalisation dans une cohorte de cas de diabète de type 2 31

par Edward Ng, Kimberlyn M. McGrail et Jeffrey A. Johnson

La trajectoire de soins et les facteurs du système de santé sont liés à la probabilité qu'une personne atteinte de diabète de type 2 soit hospitalisée.

Tendances régionales de risques d'infections transmises sexuellement en Colombie-Britannique 39

par Kathleen N. Deering, Mark W. Tyndall et Mieke Koehoorn

L'âge et la région géographique comportent une association significative avec les facteurs de risque d'infections transmises sexuellement en Colombie-Britannique.

Santé en bref

Facteurs favorables à la santé et bon état de santé chez les Canadiens du milieu à la fin de la vie 49

par Pamela L. Ramage-Morin, Margot Shields et Laurent Martel

Même en présence de certains problèmes de santé chroniques, 76 % des adultes de 45 à 64 ans et 56 % des aînés vivant à domicile sont en bonne santé.

Mise à jour sur la survie au cancer 59

par Larry F. Ellison et Kathryn Wilkins

Depuis 1992-1994, la survie au cancer s'est améliorée en général, et sensiblement dans le cas de quelques cancers.

Coup d'œil méthodologique

Validation de l'autoévaluation de la santé mentale ...65

par Farah N. Mawani et Heather Gilmour

L'association forte et cohérente avec une large gamme de mesures de la morbidité mentale fait de l'autoévaluation de la santé mentale un indicateur potentiellement utile pour la surveillance de la santé mentale générale.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES
DISPONIBLES À

www.statcan.gc.ca

Concentrations de plomb et de bisphénol A pour la population canadienne

par Tracey Bushnik, Douglas Haines, Patrick Levallois, Johanne Levesque, Jay Van Oostdam et Claude Viau

Résumé

Contexte
Le plomb est reconnu comme une substance toxique retrouvée à l'état naturel dans l'environnement. Le bisphénol A (aussi nommé BPA) est un produit chimique industriel utilisé principalement comme un composant des plastiques polycarbonates et des résines époxydes. L'exposition au plomb pour l'ensemble du pays n'a pas été mesurée depuis 30 ans, et il s'agit de la première fois que l'on étudie l'exposition au bisphénol A à l'échelle nationale.

Données et méthodes
Les données sont tirées de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) menée de 2007 à 2009. La concentration de plomb dans le sang total (aussi nommée plombémie) et la concentration urinaire de bisphénol A ont été mesurées respectivement chez 5 319 et 5 476 répondants de 6 à 79 ans. Les moyennes géométriques sont présentées selon le groupe d'âge et le sexe pour la plombémie (µg/dL), la concentration par volume de bisphénol A (µg/L) et la concentration du bisphénol A normalisée par la créatinine (µg/g créatinine). Les moyennes géométriques ajustées des moindres carrés de la plombémie et des concentrations urinaires de bisphénol A sont présentées en fonction de covariables sélectionnées.

Résultats
Le plomb sanguin a été détecté chez 100 % de la population de l'échantillon, à une concentration dont la moyenne géométrique a été établie à 1,34 µg/dL. Les adultes de 60 à 79 ans et les hommes présentaient une moyenne géométrique de la plombémie nettement supérieure aux autres groupes. Les ménages à faibles revenus, les personnes nées à l'extérieur du Canada, les résidents d'un logement construit depuis plus de 50 ans, les fumeurs anciens ou actuels et les personnes consommant de l'alcool au moins une fois par semaine étaient liés à de plus fortes plombémies. On a relevé du bisphénol A dans l'urine de 91 % de la population, à une concentration dont la moyenne géométrique se chiffrait à 1,16 µg/L (1,40 µg/g créatinine). Les enfants de 6 à 11 ans présentaient des moyennes géométriques de concentrations du bisphénol A normalisées par la créatinine supérieures à celles des autres groupes d'âge.

Interprétation
Bien que les concentrations de plomb sanguin aient chuté de manière importante depuis les années 1970, les caractéristiques sociodémographiques, l'âge des logements et certains comportements liés au style de vie sont associés à des concentrations supérieures. Étant donné la courte demi-vie du bisphénol A ingéré et la fréquence élevée de détection, les données de l'ECMS tendent à indiquer une exposition continue généralisée au sein de la population canadienne.

Mots-clés
Biosurveillance, contaminants environnementaux, détection, plomb sanguin (ou plombémie)

Auteurs
Tracey Bushnik (1-613-951-2301; Tracey.Bushnik@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé et Johanne Levesque, à la Division des mesures physiques de la santé de Statistique Canada (Ottawa) Ontario K1A 0T6. Douglas Haines et Jay Van Oostdam travaillent à Santé Canada. Patrick Levallois relève de l'Institut national de santé publique du Québec, et Claude Viau, de l'Université de Montréal.

Tous les jours, les Canadiens sont exposés à des produits chimiques naturels et synthétiques présents dans l'air, l'eau et les produits de consommation[1]. Ces produits chimiques peuvent entrer dans l'organisme par l'ingestion, l'inhalation et le contact de la peau. Il peut s'agir de nutriments essentiels ou de composés toxiques[2]. La biosurveillance chez l'humain constitue une façon efficace de rassembler des renseignements de base sur les niveaux d'exposition aux contaminants environnementaux et d'établir l'exposition habituelle et les changements dans le temps[1,3,4]. Cette surveillance exige la mesure directe des produits chimiques ou de leurs métabolites dans le sang, l'urine ou d'autres liquides ou tissus de l'organisme. Dans le cadre de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) menée de mars 2007 à février 2009, des données de biosurveillance ont été recueillies chez un échantillon de population représentatif à l'échelle nationale.

L'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) a été réalisée par Statistique Canada en collaboration avec Santé Canada et l'Agence de la santé publique du Canada. Dans le cadre du volet d'examen physique de l'enquête[5], des échantillons de sang et d'urine ont été recueillis et analysés afin d'en savoir plus sur les maladies chroniques et infectieuses, les biomarqueurs

nutritionnels, la santé générale ainsi qu'une grande variété de contaminants environnementaux et leurs métabolites.

L'étude présente des estimations des concentrations de deux contaminants environnementaux chez la population de 6 à 79 ans : le plomb et le bisphénol A (aussi nommé BPA). Le plomb est un métal ayant une demi-vie relativement longue et dont l'utilisation a constamment décliné depuis les années 70. Le bisphénol A est une substance organique de synthèse ayant une demi-vie relativement courte et dont l'utilisation a augmenté au cours de la même période.

L'exposition au plomb de la population canadienne n'a pas été mesurée à l'échelle nationale depuis 30 ans[6]. Le plomb, reconnu comme une substance toxique[7], existe naturellement dans la roche et le sol, bien que l'exposition soit souvent liée à l'activité humaine. Il n'est plus ajouté à l'essence automobile, ni utilisé comme brasure pour les conserves alimentaires. De plus, le contenu maximal en plomb des peintures a été réduit. Cette substance reste toutefois utilisée pour le raffinage et la fabrication de produits comme les accumulateurs au plomb des automobiles et le matériel électronique[7]. On le retrouve aussi dans des produits de consommation comme les petits stores en plastique et certains jouets et bijoux[8-10].

Le plomb libéré dans l'environnement ne se dégrade pas, alors son utilisation antérieure continue de contribuer à l'exposition humaine[7]. Les sources potentielles sont l'ingestion de poussières de peinture au plomb dans les constructions plus âgées, la consommation d'eau distribuée par des tuyaux de plomb et certains loisirs ou occupations (soudure, rénovation, poterie ou céramique, etc.)[11,12]. Les facteurs liés au style de vie comme l'usage du tabac et la consommation d'alcool peuvent aussi augmenter l'exposition[7,13,14].

La quantité de plomb absorbé dépend de sa forme physique et chimique et des caractéristiques de l'individu, notamment son âge et son sexe[15]. Une fois absorbé, le plomb entre dans le système circulatoire et s'accumule dans les tissus et les os, ou est évacué, principalement par l'urine et les matières fécales[16].

La concentration de plomb sanguin (aussi nommée plombémie), généralement utilisée pour évaluer l'exposition humaine[15], reflète l'exposition récente et peut aussi représenter l'exposition antérieure en raison de sa mobilisation des os vers le sang[17]. La demi-vie du plomb sanguin est d'environ un mois, mais la demi-vie du plomb accumulé dans les os peut être de plusieurs décennies[18].

Les taux élevés de plomb peuvent accroître le risque de lésions au cerveau[19,20] et aux reins[21,22]. Une plombémie égale ou supérieure à 10 µg/dL (≥ 0,48 µmol/L) est considérée un niveau nécessitant une intervention[23]. Cependant, des études récentes ont relevé des effets sur la santé chez les enfants à des concentrations inférieures[24-26], ce qui laisse croire qu'il n'existerait pas de seuil clair[25-27]. D'autres chercheurs ont recommandé d'abaisser le niveau nécessitant une intervention à 5 µg/dL (0,24 µmol/L)[28] ou à 2 µg/dL (0,10 µmol/L)[29].

L'ECMS est la première étude nationale mesurant l'exposition de la population canadienne au bisphénol A (aussi nommé BPA). Le bisphénol A n'existe pas naturellement dans l'environnement : il s'agit d'un produit chimique industriel principalement utilisé dans la fabrication des plastiques polycarbonates (comme les contenants alimentaires et les bouteilles d'eau) et les résines époxydes (revêtements protecteurs des aliments en conserve et des boissons, enduit intérieur des couvercles de métal des contenants et bouteilles de verre, et résines de scellement dentaire[16,30-32]). L'exposition est principalement alimentaire, quoiqu'on constate la présence de bisphénol A dans l'eau potable, le sol, la poussière, l'air et les produits de consommation[16]. Le bisphénol A peut migrer des emballages aux aliments, particulièrement lorsqu'ils sont chauffés[33,34], de même que lorsque les contenants sont réutilisés[16].

Le bisphénol A ingéré est rapidement absorbé par le tube digestif puis métabolisé par le foie en bisphénol A-glucuronide (bisphénol A-G), un métabolite éliminé dans l'urine et ayant une demi-vie de moins de six heures[35,36]. Le bisphénol A libre est considéré comme la forme biologiquement active[37] et, avec le bisphénol A-G, il forme la quantité totale de bisphénol A[38]. Cependant, compte tenu de l'efficacité du métabolisme initial, les études tendent à démontrer une faible disponibilité systémique du bisphénol A libre après l'exposition orale[39]. L'urine est considérée comme le liquide organique opportun pour évaluer l'exposition au bisphénol A total[40]. La mesure du bisphénol A total pourrait fournir des données utiles pour l'évaluation de l'exposition et des risques[41].

Le bisphénol A est reconnu comme un perturbateur des systèmes endocriniens[37], bien que son effet œstrogénique reste contreversé[42]. Sa toxicité pour la reproduction, y compris les effets sur la fertilité et le développement, est l'un des principaux effets de l'exposition aux concentrations élevées relevés sur la santé[32]. Certaines études tendent à démontrer que l'exposition maternelle répétée pourrait augmenter l'exposition intra-utérine[43] et celle chez le nourrisson[44]. Bien que le bisphénol A puisse constituer un risque pour la santé[37], aucune valeur recommandée n'est actuellement établie au Canada pour la concentration urinaire de bisphénol A.

Méthodologie

Sources des données

L'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) porte sur la population à domicile de 6 à 79 ans vivant dans des logements privés. Les données de la présente étude sont tirées du cycle 1 de l'enquête, tenu de mars 2007 à février 2009 dans 15 sites partout au pays. L'échantillon représentait 96,3 % de la population. Les membres à temps plein des Forces canadiennes et les résidents des terres publiques, des réserves indiennes, des institutions et de certaines régions éloignées ont été exclus de la présente étude.

L'ECMS consistait en une interview sur place et en une visite ultérieure à un centre d'examen mobile (CEM). L'interview auprès du ménage visait à recueillir les données démographiques et socioéconomiques ainsi que des renseignements détaillés sur la santé, la nutrition et le mode de vie. Les mesures directes ont été faites au CEM, y compris le prélèvement de sang et la collecte d'urine[5]. Environ 92 % des répondants qui se sont présentés au CEM n'avait consommé que de l'eau pour au moins deux heures avant leur rendez-vous.

Parmi les ménages sélectionnés pour l'ECMS, 69,6 % ont accepté de participer. De ce nombre, 88,3 % ont répondu au questionnaire à domicile et 84,9 % de ces derniers se sont présentés au CEM pour les mesures directes, équivalant à un échantillon total de 5 604 répondants (annexe, tableau A).

Le taux de réponse global a été de 51,7 %. Comme deux personnes ont été sélectionnées dans certains ménages, le taux global n'est pas le résultat de la multiplication des taux de réponse pour les ménages et les personnes. Les poids de sondage produits pour l'ECMS ont été utilisés afin de tenir compte de la non-réponse aux différentes étapes[45].

Collecte des échantillons de sang et d'urine

Pour l'analyse du plomb, on a prélevé chez 5 319 répondants des échantillons de sang total à l'aide d'un Vacutainer 6,0 mL lavande K2-EDTA par veinopuncture. L'urine pour l'analyse du bisphénol A a été recueillie chez 5 476 répondants. Les échantillons d'urine du milieu de la miction ont été recueillis sur place au début de chacun des rendez-vous dans un contenant de 120 ml. Environ 59 % des répondants ont fourni leur échantillon avant midi, et 41 %, à midi ou plus tard.

Des procédures normalisées ont été définies pour la collecte des échantillons de sang et d'urine, pour leur traitement, pour la répartition en aliquotes ainsi que pour l'envoi des échantillons biologiques au laboratoire d'analyse de l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ). L'INSPQ est conforme à la norme ISO 17025 et a suivi des procédures normalisées établies pour toute technique et tout dosage effectués dans son laboratoire.

On a recueilli des échantillons-témoins à chacun des quinze sites afin de prévenir la contamination initiale causée par la collecte, les procédures de manipulation, l'environnement du site ou le matériel utilisé. On a relevé une contamination dans les échantillons-témoins du site numéro 7 dans le cas de la plombémie (0,08 µg/dL). Aucune contamination importante de bisphénol A n'a été relevée dans l'ensemble des sites.

Analyse de la plombémie

Les échantillons de sang total ont été dilués dans une solution basique contenant de l'éthoxylate d'octylphénol et de l'ammoniac. La plombémie a été analysée par spectrométrie de masse avec plasma à couplage inductif (ICP-MS), Perkin Elmer Sciex, Elan DRC II. L'exactitude du dosage de la plombémie a été contrôlée à l'aide de l'envoi à l'aveugle de matériaux de contrôle de la qualité de référence à titre d'essai d'aptitudes au laboratoire de référence. Trois niveaux de différents intervalles acceptables (7,45 µg/dL à 11,39 µg/dL; 21,95 µg/dL à 32,92 µg/dL; 39,96 µg/dL à 60,04 µg/dL) de contrôles de la plombémie ont été transmis pour chacun des 15 sites. Tous les résultats étaient dans les intervalles acceptables.

Le seuil de détection de la plombémie, déterminé par l'INSPQ, a été fixé à 0,021 µg/dL (0,001 µmol/L).

Analyse du bisphénol A urinaire

Après la collecte au CEM, les échantillons d'urine ont été congelés à -20 ºC et ont été envoyés sur de la glace sèche au laboratoire. On a fortifié cent microlitres d'urine avec du $^{13}C_{12}$-bisphénol A et tamponné la solution à un pH de 5. Les échantillons ont été hydrolysés avec une solution de β-glucuronidase (Helix Pomatia type HP-2 de Sigma # G-7017 d'une activité > 100 000 unités/ml et d'une activité du sulfatase de 7 500 unités/ml) pendant trois heures à 37 °C, puis dérivatisés avec du bromure de pentafluorobenzyle à 70 ºC pendant deux heures. Les produits dérivatisés ont été extraits à l'aide d'un mélange de dichlorométhane-hexane. Les extraits évaporés ont été dissolus à nouveau, puis analysés par chromatographie en phase gazeuse (Agilent 6890 ou 7890) couplée à un spectromètre de masse en tandem (Waters Quattro Micro-GC), fonctionnant en mode MRM après une ionisation chimique négative. Le dosage total de bisphénol A a été mesuré à l'aide de cette procédure. Des précautions spéciales ont été prises afin de réduire au minimum la contamination de bisphénol A au cours de l'analyse en laboratoire. La contamination des échantillons-témoins (eau désionisée, dérivatisée) a été soustraite à chaque séquence d'analyse. Le seuil de détection du bisphénol A, tel qu'établi par l'INSPQ, était de 0,2 µg/L.

La créatinine a été mesurée à l'aide de la réaction de Jaffé[46]. Les échantillons présentant des concentrations de créatinine dans l'urine inférieures à 0,05 g/L (0,44 mmol/L) ont été exclus[47].

Mesures

Les concentrations de plomb sanguin ont été calculées en unités conventionnelles (µg/dL) et selon le Système international d'unités (SI) (µmol/L). Les concentrations de bisphénol A normalisées par la créatinine (µg/g créatinine) ont été calculées en divisant la mesure en volume du bisphénol A (µg/L) par la mesure urinaire de créatinine (g/L)[48]. Ce calcul a produit une mesure valide du bisphénol A normalisée par la créatinine pour 5 462 répondants. Les données des mesures pour le bisphénol A en volume et celles des mesures normalisées par la créatinine sont présentées afin de permettre une comparaison avec une plus grande variété de résultats dans la littérature. Bien que le bisphénol A puisse ne pas être excrété par la même voie rénale que la créatinine, la normalisation par la créatinine peut quand même offrir un biomarqueur valable dans le cas de la diurèse et de la dilution[49]. Cette procédure de normalisation permet probablement une meilleure comparaison que les

concentrations en volume au sein d'un groupe relativement homogène de sujets. Cependant, il faudrait faire preuve de prudence pour ce qui est des comparaisons entre les enfants et les adultes ou entre les hommes et les femmes[49].

Dans le cas des personnes dont la plombémie ou la concentration urinaire de bisphénol A était inférieure au seuil de détection, on a attribué la valeur « Seuil de détection/2[50] ».

Covariables

En plus de l'âge et du sexe, le niveau de scolarité du ménage, le revenu du ménage et le pays de naissance ont été observés en lien avec la plombémie et la concentration urinaire de bisphénol A (annexe, tableau B). On a défini cinq groupes d'âge : 6 à 11 ans, 12 à 19 ans, 20 à 39 ans, 40 à 59 ans et 60 à 79 ans. Le niveau de scolarité du ménage a été déterminé en fonction du plus haut niveau atteint par chacun de ses membres et réparti dans les catégories suivantes : études secondaires partielles, diplôme d'études secondaire, études postsecondaires et diplôme d'études postsecondaire. Les quartiles de revenu du ménage (25 000 $ ou moins, plus de 25 000 $ à 41 000 $, plus de 41 000 $ à 64 000 $ et plus de 64 000 $) ont été dérivés du revenu du ménage corrigé en fonction du nombre de personnes dans le ménage. Pour le pays de naissance, les catégories étaient Canada ou hors du Canada. L'association entre les concentrations de plomb sanguin et l'âge du logement du répondant, l'usage du tabac et la consommation d'alcool a été analysée. Les catégories de l'âge du logement étaient réparties comme suit : moins de 20 ans, 20 ans à moins de 50 ans et 50 ans et plus. L'usage du tabac a été établi en fonction des réponses des répondants, soit les personnes n'ayant jamais fumé, les anciens fumeurs et les fumeurs actuels. La fréquence de la consommation d'alcool a été établie en fonction des réponses des répondants quant à leur consommation au cours des 12 derniers mois, soit moins d'une fois par semaine, de 1 à 3 fois par semaine, de 4 à 6 fois par semaine et chaque jour. Les enfants de moins de 12 ans n'ont pas été interrogés au sujet de l'usage du tabac et de la consommation d'alcool et n'ont donc été placés dans aucune de ces catégories.

Quatre catégories de plombémie ont été évaluées : de 0 µg/dL à moins de 2 µg/dL, de 2 µg/dL à moins de 5 µg/dL, de 5 µg/dL à moins de 10 µg/dL et 10 µg/dL et plus. Les limites correspondent aux concentrations de plomb sanguin que des études récentes ont associées à divers effets sur la santé[24-29].

On a aussi étudié l'association entre le bisphénol A et l'indice de masse corporelle (IMC). Le poids et la taille de chacun des répondants ont été mesurés au CEM. L'IMC équivaut au poids en kilogrammes divisé par la taille en mètres carrés (kg/m^2). Les répondants de 18 ans et plus ont été classés comme étant obèses (30 kg/m^2 ou plus), faisant de l'embonpoint (25 à 29,9 kg/m^2) ou n'étant ni obèses ni faisant de l'embonpoint (moins de 25 kg/m^2)[51]. Les enfants de 6 à 17 ans ont été classés dans les mêmes catégories d'IMC en fonction des définitions proposées par l'International Obesity Task Force[52].

En plus de la concentration en créatinine, le moment de la journée de la collecte de l'urine (avant-midi, midi ou après-midi) a servi de critère de contrôle pour l'analyse multivariée du bisphénol A.

Techniques d'analyse

Les analyses ont été pondérées à l'aide des poids d'échantillonnage produits par Statistique Canada dans le cadre de l'ECMS[45]. Les données ont été analysées à l'aide des logiciels SAS[53] et SUDAAN[54], avec la valeur DDF=11 pour les instructions de procédure SUDAAN. Les proportions, les moyennes géométriques, les moyennes géométriques ajustées des moindres carrés et les intervalles de confiance ont été calculés. Un modèle de régression distinct a été appliqué pour chacune des covariables, permettant le contrôle de l'âge et du sexe, afin d'estimer les moyennes géométriques ajustées des moindres carrés des concentrations de plomb sanguin. On a utilisé une méthode semblable pour estimer les moyennes géométriques ajustées des moindres carrés des concentrations de bisphénol A avec le moment de la journée de la collecte de l'urine et la concentration de créatinine en guise de mesures de contrôle. L'ajustement en fonction du moment de la collecte de l'urine a permis de pallier les différences des concentrations de bisphénol A au cours de la journée en fonction des réponses des répondants relativement à la dernière fois qu'ils avaient consommé un repas ou de l'eau. Le contrôle de la créatinine a corrigé les différences de concentration ou de dilution de l'urine chez le répondant[49].

Étant donné que les concentrations de plomb, de bisphénol A et de créatinine n'étaient pas distribuées normalement, on a utilisé une méthode de transformation logarithmique dans les modèles de régression. Compte tenu des onze degrés de liberté possibles pour l'estimation de la variance, les statistiques corrigées selon la méthode Satterwaite ont été utilisées afin de tester la signification de chacun des coefficients du modèle de régression. Les tests t ont été utilisés pour comparer les moyennes géométriques et les moyennes géométriques ajustées des moindres carrés entre les catégories. La signification statistique a été établie à $p < 0,05$, mais a été corrigée par la méthode de Bonferroni selon le nombre de comparaisons[55].

Résultats

Exposition au plomb

On a relevé du plomb chez 100 % des personnes de 6 à 79 ans. La moyenne géométrique de la concentration était de 1,34 µg/dL (tableau 1). (Les estimations en µmol/L sont présentées au tableau 1.)

La moyenne géométrique de la plombémie a augmenté au cours de l'âge adulte, passant de 1,12 µg/dL de 20 à 39 ans à 2,08 µg/dL de 60 à 79 ans, comparativement à 0,9 µg/dL chez les enfants de 6 à 11 ans et à 0,8 µg/dL chez les jeunes de 12 à 19 ans. La concentration au 95e centile est de 2,0 µg/dL chez les

Tableau 1
Moyennes géométriques pondérées des concentrations de plomb dans le sang et des concentrations urinaires de bisphénol A, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 6 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Groupe d'âge (années)		% au-dessus du seuil de détection	Total			Hommes			Femmes		
			Moyenne géométrique	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Moyenne géométrique	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Moyenne géométrique	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Plomb dans le sang											
Total 6 à 79 ans	**µg/dL**	**100,0**	**1,34**	**1,24**	**1,44**	**1,51**	**1,40**	**1,63**	**1,18‡**	**1,08**	**1,30**
	µmol/L	**100,0**	**0,06**	**0,06**	**0,07**	**0,07**	**0,07**	**0,08**	**0,06‡**	**0,05**	**0,06**
6 à 11 ans†	µg/dL	100,0	0,90	0,81	0,99	0,92	0,85	0,99	0,87	0,77	0,99
	µmol/L	100,0	0,04	0,04	0,05	0,04	0,04	0,05	0,04	0,04	0,05
12 à 19 ans	µg/dL	100,0	0,80*	0,74	0,85	0,88	0,82	0,96	0,71‡	0,66	0,77
	µmol/L	100,0	0,04*	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05	0,03‡	0,03	0,04
20 à 39 ans	µg/dL	99,9	1,12*	1,04	1,21	1,41	1,28	1,55	0,89‡	0,81	0,98
	µmol/L	99,9	0,05*	0,05	0,06	0,07	0,06	0,07	0,04‡	0,04	0,05
40 à 59 ans	µg/dL	100,0	1,60*	1,46	1,75	1,74	1,57	1,92	1,47‡	1,31	1,65
	µmol/L	100,0	0,08*	0,07	0,08	0,08	0,08	0,09	0,07‡	0,06	0,08
60 à 79 ans	µg/dL	100,0	2,08*	1,90	2,29	2,31	2,08	2,57	1,89‡	1,69	2,12
	µmol/L	100,0	0,10*	0,09	0,11	0,11	0,10	0,12	0,09‡	0,08	0,10
Bisphénol A dans l'urine											
Total 6 à 79 ans	**µg/L**	**90,7**	**1,16**	**1,08**	**1,24**	**1,29**	**1,20**	**1,38**	**1,04‡**	**0,94**	**1,16**
	µg/g créatinine	**90,7**	**1,40**	**1,32**	**1,49**	**1,28**	**1,18**	**1,38**	**1,54‡**	**1,44**	**1,64**
6 à 11 ans†	µg/L	93,2	1,30	1,17	1,45	1,27	1,07	1,52	1,33	1,09	1,61
	µg/g créatinine	93,2	2,00	1,79	2,23	1,93	1,75	2,13	2,08	1,77	2,45
12 à 19 ans	µg/L	93,8	1,50*	1,28	1,77	1,44	1,15	1,81	1,57	1,29	1,92
	µg/g créatinine	93,8	1,31*	1,17	1,46	1,22	1,02	1,45	1,41	1,28	1,56
20 à 39 ans	µg/L	91,2	1,33	1,18	1,49	1,40	1,24	1,58	1,26	1,06	1,49
	µg/g créatinine	91,1	1,49*	1,41	1,57	1,30	1,17	1,45	1,70‡	1,53	1,89
40 à 59 ans	µg/L	87,9	1,04*	0,96	1,12	1,25	1,13	1,39	0,86‡	0,77	0,96
	µg/g créatinine	87,9	1,33*	1,20	1,47	1,23	1,08	1,40	1,43‡	1,27	1,62
60 à 79 ans	µg/L	88,3	0,90*	0,82	0,99	1,08	0,94	1,24	0,76‡	0,65	0,88
	µg/g créatinine	88,3	1,26*	1,14	1,40	1,14	1,02	1,27	1,39‡	1,23	1,56

† catégorie de référence
* différence significative comparativement à l'estimation pour la catégorie de référence (correction de $p < 0,05$ pour le nombre de comparaisons)
‡ différence significative comparativement à l'estimation pour les hommes ($p < 0,05$)
Notes : Le seuil de détection du plomb dans le sang était de 0,02072 µg/dL ou 0,001 µmol/L. Le seuil de détection du bisphénol A dans l'urine était de 0,2 µg/L.
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007 à 2009.

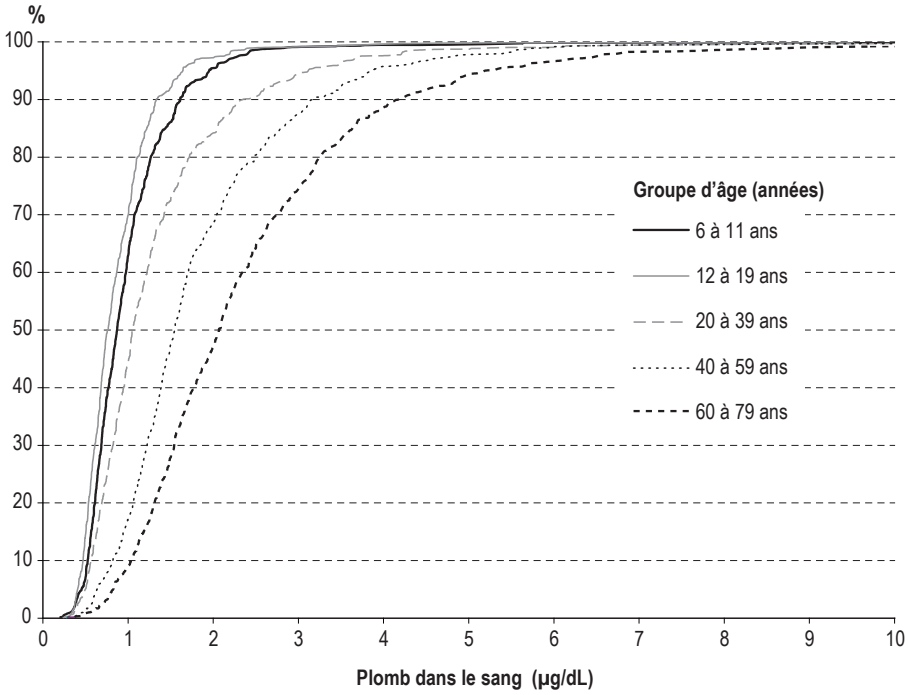
enfants de 6 à 11 ans et de 5,2 µg/dL chez les adultes de 60 à 79 ans (figure 1).

Les répondants de sexe masculin présentent des moyennes géométriques de concentration de plomb nettement supérieures aux répondantes de sexe féminin chez tous les groupes d'âge sauf chez les 6 à 11 ans.

En fonction des modèles de régression distincts et des corrections pour l'âge et le sexe, le revenu du ménage ($p = 0,005$) et le pays de naissance ($p = 0,001$) ont tous deux été associés à la plombémie (aussi nommée concentration de plomb dans le sang total) (tableau 2). Les résidents des ménages dont les revenus se situaient dans le plus faible quartile présentaient des moyennes géométriques des moindres carrés de la plombémie nettement supérieures (1,49 µg/dL) que les répondants se situant dans le quartile de revenu le plus élevé (1,27 µg/dL). Les personnes nées hors du Canada présentaient des concentrations nettement supérieures (1,54 µg/dL) que les personnes nées au Canada (1,29 µg/dL). Il n'y avait pas d'association appréciable entre le niveau de scolarité du ménage ($p = 0,077$) et la plombémie, bien que les résidents des ménages du niveau de scolarité le plus faible avaient des moyennes géométriques des moindres carrés supérieures pour la plombémie, en comparaison à leur groupe de référence.

L'âge du logement ($p = 0,006$), l'usage du tabac ($p = 0,000$) et la fréquence de la consommation d'alcool ($p = 0,000$) ont tous été associés à la plombémie, avec une correction du groupe d'âge et

Figure 1
Distribution cumulative pondérée des concentrations de plomb dans le sang, selon le groupe d'âge, population à domicile de 6 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009



Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007 à 2009.

du sexe. Les résidents des logements de plus de 50 ans présentaient des moyennes géométriques des moindres carrés supérieures pour la plombémie à celles des résidents des logements de moins de 20 ans. Les concentrations étaient supérieures chez les fumeurs actuels et chez les anciens fumeurs que chez les personnes qui n'avaient jamais fumé (en excluant les enfants de 6 à 11 ans). Les personnes consommant de l'alcool au moins une fois par semaine présentaient des concentrations supérieures que celles qui en consommaient moins souvent (en excluant les enfants de 6 à 11 ans).

Les trois quarts de la population (74 %) présentaient des concentrations de plomb sanguin inférieures à 2 µg/dL, et 23 % avaient des concentrations de 2 µg/dL à moins de 5 µg/dL (tableau 3). Par ailleurs, 2 % des personnes présentaient des concentrations de 5 µg/dL à moins de 10 µg/dL, et moins de 1 % avaient des concentrations de plus de 10 µg/dL.

La grande majorité des personnes de moins de 20 ans (au moins 95 %) présentaient des concentrations de plomb sanguin inférieures à 2 µg/dL. Le pourcentage chutait à 47 % chez les 60 à 79 ans.

Exposition au bisphénol A

Le bisphénol A a été détecté chez 91 % des personnes de 6 à 79 ans, avec une concentration volumétrique d'une moyenne géométrique de 1,16 µg/L (tableau 1). En comparaison avec les enfants de 6 à 11 ans, les jeunes de 12 à 19 ans présentaient des concentrations supérieures, alors que les adultes de 40 à 79 ans présentaient des concentrations inférieures. À l'échelle globale, les hommes présentaient des concentrations supérieures (1,29 µg/L) à celles des femmes (1,04 µg/L), une différence largement attribuable à des concentrations supérieures chez les hommes de 40 à 79 ans. La distribution du bisphénol A variait quelque peu selon le groupe d'âge : les 12 à 19 ans présentaient des valeurs volumétriques supérieures à celles des personnes de 60 à 79 ans (figure 2).

La normalisation du bisphénol A à l'aide des concentrations urinaires de créatinine a donné une moyenne géométrique de la concentration en bisphénol A de 1,40 µg/g créatinine pour l'ensemble de la population de 6 à 79 ans. Avec une concentration de 2,00 µg/g créatinine, les enfants de 6 à 11 ans présentaient une concentration nettement supérieure à celle de tous les autres groupes d'âge. Les hommes présentaient généralement des moyennes géométriques de concentration normalisée de bisphénol A inférieures à celles des femmes, une différence ayant atteint une signification statistique chez les 20 à 79 ans. Les concentrations de créatinine substantiellement supérieures chez les hommes de 20 à 79 ans (données non présentées) permettent d'expliquer leurs ratios inférieurs entre le bisphénol A et la créatinine. En revanche, les 6 à 11 ans présentaient les niveaux de créatinine les plus bas de l'ensemble des groupes d'âge (données non présentées), ce qui pourrait expliquer leurs concentrations supérieures de bisphénol A normalisées par la créatinine.

Une fois que les effets du groupe d'âge, du sexe, du moment de la journée de la collecte de l'urine et de la concentration de créatinine ont été corrigés, le niveau de scolarité du ménage ($p = 0,293$), le revenu du ménage ($p = 0,062$), le pays de naissance ($p = 0,473$) et l'IMC ($p = 0,311$) n'étaient plus associés de manière significative avec les concentrations de bisphénol A (tableau 4). Toutefois, les résidents des ménages se situant au troisième rang du niveau de scolarité et au troisième quartile du revenu présentaient des moyennes géométriques des moindres carrés des concentrations de bisphénol A supérieures à leurs groupes de référence respectifs.

Tableau 2
Moyennes géométriques ajustées des moindres carrés pour les concentrations de plomb dans le sang, selon les caractéristiques sélectionnées, population à domicile de 6 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Caractéristiques	Moyennes géométriques ajustées des moindres carrés[‡] (µg/dL)[‡‡]	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à
Niveau de scolarité le plus élevé du ménage (p = 0,077)			
Études secondaires partielles	1,49*	1,30	1,70
Diplôme d'études secondaires	1,27	1,17	1,37
Études postsecondaires partielles	1,31	1,19	1,43
Diplôme d'études postsecondaires[†]	1,32	1,22	1,43
Revenu du ménage corrigé en fonction de la taille du ménage[††] (p = 0,005)			
Premier quartile (25 000 $ ou moins)	1,49*	1,35	1,63
Deuxième quartile (plus de 25 000 $ à 41 000 $)	1,32	1,17	1,48
Troisième quartile (plus de 41 000 $ à 64 000 $)	1,27	1,19	1,35
Quatrième quartile (plus de 64 000 $)[†]	1,27	1,19	1,36
Pays de naissance (p = 0,001)			
Hors du Canada	1,54*	1,42	1,68
Canada[†]	1,29	1,19	1,39
Âge du logement (p = 0,006)			
Moins de 20 ans[†]	1,25	1,15	1,37
20 ans à moins de 50 ans	1,32	1,23	1,42
50 ans et plus	1,52*	1,36	1,70
Situation de l'usage du tabac[§] (p = 0,000)			
Jamais[†]	1,27	1,16	1,39
Ancien	1,40*	1,30	1,50
Actuel	1,66*	1,52	1,80
Fréquence de la consommation d'alcool au cours des 12 derniers mois[§] (p = 0,000)			
Moins d'une fois par semaine[†]	1,27	1,17	1,37
1 à 3 fois par semaine	1,39*	1,28	1,52
4 à 6 fois par semaine	1,72*	1,55	1,90
Tous les jours	1,89*	1,75	2,03

[†] catégorie de référence
* différence significative comparativement à l'estimation pour la catégorie de référence (correction de p < 0,05 pour le nombre de comparaisons)
[‡] valeurs corrigées selon l'âge et le sexe
[§] enfants de moins de 12 ans exclus du modèle
[††] valeurs corrigées au moyen d'une formule 40/30; revenus des ménages corrigés pour l'ensemble des répondants et répartis en quartiles
[‡‡] µg/dL converti en µmol/L en multipliant par 0,0483
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007 à 2009.

Discussion

Le plomb

Bien que le plomb ait été détecté chez 100 % de la population, les concentrations ont chuté radicalement au cours des 30 dernières années. En 1978-1979, l'Enquête santé Canada avait estimé la moyenne géométrique de plombémie (aussi nommé concentration de plomb dans le sang total) à 4,79 µg/dL chez les personnes de 6 à 79 ans (en excluant les 5 % dont la valeur de la concentration de plomb sanguin se situait à 0 µg/dL d'après le fichier de données)[56]. En 2007-2009, la moyenne géométrique globale de la plombémie se situait à 1,34 µg/dL, c'est-à-dire à peu près le tiers de la concentration de 1978-1979. De plus, en 1978-1979, environ 27 % des Canadiens de 6 à 79 ans présentaient une plombémie égale ou supérieure au niveau d'intervention de 10 µg/dL. En 2007-2009, cette valeur se situait à moins de 1 %, donnée reflétant le retrait de grandes sources de plomb dans l'environnement.

Les données des récentes analyses effectuées en 2007-2008 dans le cadre de la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) aux États-Unis[57] ont relevé des concentrations semblables de plomb sanguin. Aux États-Unis, les moyennes géométriques des concentrations de plomb sanguin chez les enfants de 6 à 11 ans et chez les 12 à 19 ans se situaient respectivement à 1,00 µg/dL et à 0,80 µg/dL, comparativement à 0,90 µg/dL et à 0,80 µg/dL chez les mêmes groupes d'âge au Canada. La Second Korean National Human Exposure and Biomonitoring Examination menée en 2007-2008 a relevé une moyenne géométrique de la plombémie de 1,72 µg/dL pour l'ensemble des répondants de 18 ans ou plus[58], là encore, une valeur semblable à celle du Canada.

Dans la présente étude, les personnes de 60 à 79 ans présentaient les plombémies les plus élevées. Les aînés ont été exposés à des concentrations supérieures de plomb dans l'environnement par le passé, et le renouvellement des cellules osseuses causé par le vieillissement pourrait particulièrement influer sur leurs plombémies[59,60].

Les concentrations de plomb sanguin considérablement plus élevées chez les hommes que chez les femmes correspondent aux conclusions d'autres études et pourraient être causées par l'exposition associée à certains loisirs ou occupations ou à un taux d'hématocrites supérieur chez les hommes[61,62]. Même si la taille limitée des échantillons ne permettait pas d'examiner les liens entre l'occupation et les concentrations de plomb sanguin, les personnes (surtout des hommes) ayant indiqué faire du soudage ou du brasage au moins une fois par semaine présentaient des moyennes géométriques de plombémie nettement supérieures à celles des personnes faisant ces activités moins d'une fois par mois (données non présentées).

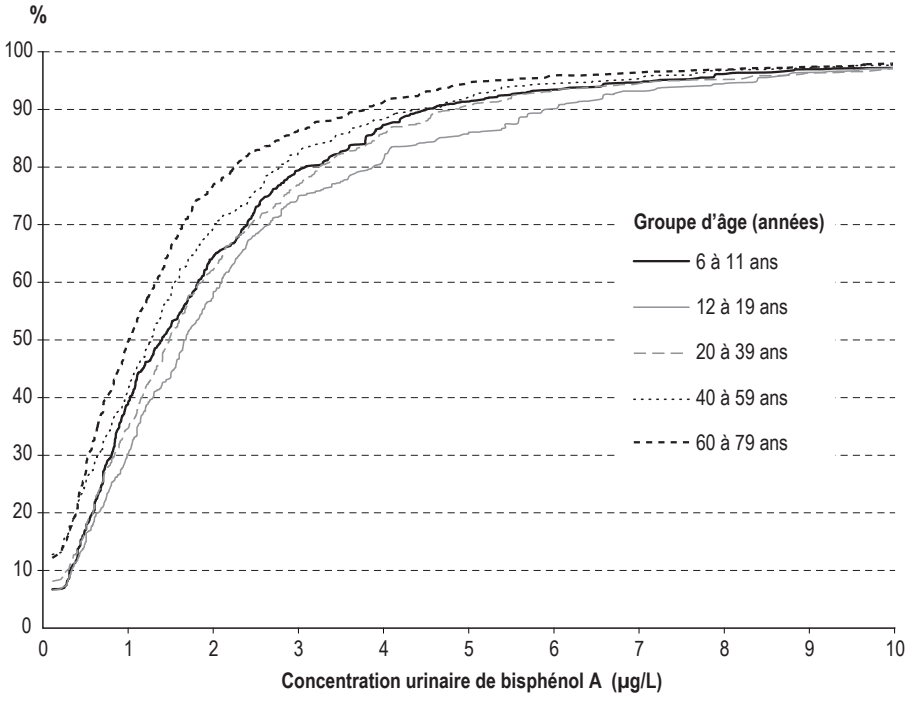
Dans l'étude, lorsque l'âge et le sexe ont été pris en compte, des moyennes géométriques des moindres carrés de la plombémie supérieures ont été associées aux faibles revenus des ménages. L'association avec le niveau socioéconomique a été observée aux États-Unis et dans d'autres pays[61,63,64] et pourrait découler d'une plus grande exposition à des contaminants environnementaux et d'une absorption supérieure qui pourrait être causée par d'éventuelles carences alimentaires[64,65].

Tableau 3
Répartition en pourcentage selon des intervalles de plombémie sélectionnés, selon le groupe d'âge, population à domicile de 6 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Groupe d'âge (années) et sexe	0 µg/dL à moins de 2 µg/dL (0<0,10 µmol/L)			2 µg/dL à moins de 5 µg/dL (0,10<0,24 µmol/L)			5 µg/dL à moins de 10 µg/dL (0,24<0,48 µmol/L)			10 µg/dL et plus (≥0,48 µmol/L)		
	%	Intervalle de confiance à 95 % de	à	%	Intervalle de confiance à 95 % de	à	%	Intervalle de confiance à 95 % de	à	%	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Total 6 à 79 ans	**74,5**	**70,0**	**78,6**	**23,3**	**19,8**	**27,1**	**1,8[E]**	**1,1**	**3,0**	**< 1,0**	**…**	**…**
Groupe d'âge												
6 à 11 ans	95,5	91,3	97,7	< 8,6	…	…	< 1,4	…	…	< 0,7	…	…
12 à 19 ans	97,2	94,9	98,5	2,5[E]	1,4	4,5	< 1,8	…	…	< 1,0	…	…
20 à 39 ans	84,1*	79,7	87,6	14,7	11,4	18,7	< 3,3	…	…	< 2,9	…	…
40 à 59 ans	68,4*	61,2	74,8	29,4	23,7	35,8	1,9[E]	1,0	3,6	< 1,9	…	…
60 à 79 ans	47,0*	40,1	54,0	47,3	41,6	53,0	4,9[E]	2,8	8,4	< 2,0	…	…
Sexe												
Hommes	69,7	64,2	74,7	27,2	23,0	31,8	2,5[E]	1,5	4,3	< 1,7	…	…
Femmes	79,4†	73,9	83,9	19,4†	15,1	24,5	1,2[E†]	0,6	2,3	< 0,8	…	…

* différence significative comparativement à l'estimation pour le groupe d'âge de 6 à 11 ans (p < 0,05 corrigée en fonction du nombre de comparaisons)
† différence significative comparativement à l'estimation pour les hommes (p < 0,05)
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : Si le coefficient de variation de l'estimation dépasse 33 %, l'estimation est désignée comme étant inférieure à la limite supérieure de l'intervalle de confiance de 95 %.
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007 à 2009.

Figure 2
Répartition cumulative pondérée des concentrations urinaires de bisphénol A, selon le groupe d'âge, population à domicile de 6 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009



Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007 à 2009.

La présente étude a aussi démontré que les personnes nées hors du Canada présentaient des moyennes géométriques des moindres carrés de la plombémie supérieures à celles des personnes nées au Canada. Il est possible que les personnes nées hors du Canada aient vécu dans des pays où les niveaux de plomb dans l'environnement étaient supérieurs à ceux relevés en Amérique du Nord[66].

Les résidents de logements plus âgés présentaient des plombémies supérieures, une association très bien documentée par les travaux de recherche antérieurs[7,67,68]. Les constructions plus anciennes sont souvent contaminées par la peinture au plomb et sont susceptibles d'être raccordées à des systèmes d'alimentation en eau par des tuyaux de plomb[11,12].

Sans égard à l'âge ou au sexe, les concentrations en plomb sanguin chez les Canadiens de 12 à 79 ans ont été associées à l'usage du tabac et à la consommation d'alcool. Les fumeurs quotidiens présentaient des moyennes géométriques des moindres carrés de la plombémie supérieures à celles des anciens fumeurs et des personnes n'ayant jamais fumé. Le lien avec l'usage du tabac a été relevé par de nombreuses

Tableau 4
Moyennes géométriques corrigées des moindres carrés des concentrations urinaires de bisphénol A, selon des caractéristiques sélectionnées, population à domicile de 6 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Caractéristiques	Moyennes géométriques ajustées des moindres carrés[§] (µg/L)	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Niveau de scolarité le plus élevé du ménage (p = 0,293)			
Études secondaires partielles	1,14	0,90	1,43
Diplôme d'études secondaires	1,18	1,03	1,36
Études postsecondaires partielles	1,33*	1,20	1,47
Diplôme d'études postsecondaires[†]	1,15	1,08	1,22
Revenu du ménage corrigé en fonction de la taille du ménage[‡] (p = 0,062)			
Premier quartile (25 000 $ ou moins)	1,22	1,08	1,39
Deuxième quartile (plus de 25 000 $ à 41 000 $)	1,16	1,07	1,27
Troisième quartile (plus de 41 000 $ à 64 000 $)	1,24*	1,12	1,37
Quatrième quartile (plus de 64 000 $)[†]	1,04	0,97	1,12
Pays de naissance (p = 0,473)			
Hors du Canada	1,12	0,99	1,26
Canada[†]	1,17	1,09	1,26
IMC (p = 0,311)			
Aucun embonpoint ni obèses[†]	1,12	1,00	1,26
Embonpoint	1,18	1,12	1,25
Obèses	1,21	1,14	1,30

[†] catégorie de référence
* différence significative comparativement à l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,05 corrigée pour le nombre de comparaisons)
[‡] valeurs corrigées au moyen d'une formule 40/30; revenus des ménages corrigés pour l'ensemble des répondants et répartis en quartiles
[§] valeurs corrigées selon l'âge, le sexe, le moment de la journée de la collecte de l'urine et la concentration de créatinine; groupes d'âge de 40 à 59 ans et de 60 à 79 ans combinés
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007 à 2009.

études[7,13,14,61,62,69], un phénomène qui pourrait être lié à la teneur en plomb des cigarettes[70].

Les personnes ayant déclaré consommer de l'alcool une fois et plus par semaine présentaient des moyennes géométriques des moindres carrés de la plombémie supérieures à celles des personnes qui en consommaient moins fréquemment. La consommation d'alcool a été associée à plusieurs reprises à des concentrations supérieures de plomb sanguin[7,13,14,62,64]. Le plomb est présent dans divers types d'alcool, particulièrement dans le vin[71,72]. De plus, les contenants dans lesquels l'alcool est conservé ou servi pourraient aussi contribuer à l'augmentation de la teneur en plomb[73-75].

Le bisphénol A

Le bisphénol A urinaire, c'est-à-dire la somme du bisphénol A-G et du bisphénol A libre, a été détecté chez 91 % des Canadiens de 6 à 79 ans. Il s'agit de résultats semblables à ceux obtenus dans le cadre de la NHANES, pour laquelle le bisphénol A avait été détecté chez 93 % de la population étasunienne de 6 ans et plus[76]. Dans le cadre de la German Environmental Survey, le bisphénol A a été détecté chez 99 % des jeunes de 3 à 14 ans[77]. Compte tenu de la courte demi-vie du bisphénol A lorsqu'il est ingéré et de la fréquence élevée de détection, ces données tendent à démontrer une exposition continue et généralisée au bisphénol A[78].

En raison des différences entre les échantillons de population, les groupes d'âge et les méthodes d'analyse en laboratoire, il faut faire preuve de prudence à l'égard des comparaisons entre ces études. Néanmoins, la moyenne géométrique de concentration volumétrique du bisphénol A de 1,16 µg/L chez les Canadiens de 6 à 79 ans correspond aux résultats des études de référence qui relèvent des concentrations moyennes ou médianes de 1 µg/L à 3 µg/L[40].

Au Canada, les hommes présentaient des concentrations volumétriques de bisphénol A nettement supérieures à celles des femmes, mais des concentrations urinaires de bisphénol A normalisées par la créatinine nettement inférieures. Le renversement de la différence entre les sexes du bisphénol A (µg/L) et du bisphénol A normalisé par la créatinine (µg/g créatinine) est attribuable aux concentrations supérieures de créatinine chez les hommes[49], une observation aussi relevée par la présente étude. Les différences entre les sexes pour ce qui est des concentrations urinaires de bisphénol A pourraient démontrer des différences quant à l'exposition et à des facteurs pharmacocinétiques, dont la pertinence n'est pas actuellement connue[76].

Les moyennes géométriques des concentrations volumétriques de bisphénol A chez les 12 à 19 ans et les moyennes géométriques des concentrations urinaires de bisphénol A normalisées par la créatinine nettement supérieures chez les enfants de 6 à 11 ans obtenues dans la présente analyse correspondent aux valeurs obtenues dans le cadre de la NHANES[76]. Les moyennes géométriques des concentrations de bisphénol A supérieures chez les enfants pourraient être dues à leur consommation alimentaire plus importante par rapport à leur poids[32]. Le phénomène pourrait aussi refléter des différences dans l'absorption, la distribution, la métabolisation ou l'élimination du bisphénol A[79]; dans la métabolisation et l'élimination de la créatinine; ou alors dans l'utilisation de produits contenant du bisphénol A[32].

À la suite de la correction de l'influence de l'âge, du sexe, du moment de la journée de la collecte de l'urine et des concentrations de créatinine, aucune association n'a pu être établie entre les concentrations volumétriques de bisphénol A et le niveau de scolarité du ménage, le revenu du ménage, le pays de naissance ou l'IMC. Cependant, on a constaté chez certaines catégories de revenu du ménage et de niveau de scolarité que les moyennes géométriques des moindres carrés des concentrations

de bisphénol A étaient substantiellement différentes de celles de leurs groupes de référence. L'absence d'association entre l'IMC et les concentrations de bisphénol A chez l'ensemble de la population étudiée correspond des résultats semblables obtenus dans le cadre de la NHANES[76].

Limitations

Le taux de réponse global de l'ECMS était tout juste au-dessus de 50 %. Bien que les facteurs de pondération de l'enquête faisaient en sorte que l'échantillon était représentatif de la population cible, il est possible qu'il y ait un biais si la plombémie et la concentration urinaire de bisphénol A des personnes n'ayant pas répondu étaient systématiquement différentes de celles des répondants.

Les contraintes associées à la logistique et aux coûts de l'utilisation de centres d'examen mobiles ont limité le nombre de sites de collecte à 15 pour le premier cycle de l'ECMS[80]. Compte tenu du plan d'échantillonnage, il n'était pas possible d'inclure toutes les covariables pertinentes dans un seul modèle. Au fil de la publication des prochains cycles de l'ECMS, il pourrait être possible d'examiner ces interrelations et les éventuelles interrelations supplémentaires.

Seulement quelques covariables ont été examinées en corrélation avec la plombémie. La recherche semble indiquer que les facteurs alimentaires et nutritionnels[81,82] ainsi que l'industrie et la profession[7,62] sont associés aux concentrations de plomb sanguin. L'analyse actuelle n'a pas porté sur le régime alimentaire, un sujet qui pourrait être exploré dans le cadre de travaux ultérieurs relativement à l'ECMS, mais la taille actuelle des échantillons limitait l'exploration d'autres variables.

Les concentrations de bisphénol A peuvent varier en fonction de la consommation alimentaire, du temps écoulé entre la collecte de l'échantillon d'urine et la consommation des aliments et le taux de production de l'urine. De plus, le bisphénol A a une courte demi-vie et l'excrétion urinaire est rapide, ainsi échantillon aléatoire unique prélevé chez les répondants de l'ECMS risque de ne refléter que les expositions très récentes et ne pas être caractéristique de l'exposition moyenne des individus au bisphénol A[40]. Néanmoins, le grand nombre d'échantillons aléatoires uniques analysés dans le cadre de l'ECMS égalise vraisemblablement les variations des concentrations urinaires de bisphénol A et permet une estimation raisonnablement exacte de l'exposition à l'échelle de la population[40].

Conclusion

La concentration de plomb dans le sang n'avait pas été mesurée chez la population canadienne depuis 30 ans et, jusqu'à l'ECMS, la concentration urinaire de bisphénol A n'avait jamais été mesurée à l'échelle nationale. Les résultats de la présente analyse montrent que l'exposition au plomb et au bisphénol A est généralisée.

L'exposition au plomb a diminué de manière radicale au cours des dernières décennies. Néanmoins, certaines caractéristiques sociodémographiques, comme l'âge des logements et certains comportements de style de vie, sont associées à des concentrations supérieures. En raison de la toxicité du plomb, même à des concentrations très faibles[25], la surveillance continue et les interventions en santé publique gardent leur place.

Les concentrations urinaires de bisphénol A tendent à être supérieures chez les groupes d'âge plus jeunes. Des recherches ultérieures sont nécessaires afin de mieux définir les facteurs contribuant aux concentrations supérieures et de comprendre les facteurs associés aux caractéristiques sociodémographiques susceptibles d'avoir une incidence sur l'exposition au bisphénol A.

Les résultats pourront servir de données de référence pour suivre les tendances lorsque les cycles suivants de l'ECMS seront accessibles. Les futures données combinées aux données du premier cycle permettront d'approfondir l'analyse des facteurs associés à l'exposition à ces deux substances chimiques et d'explorer l'association entre l'exposition et les effets sur la santé. ■

Références

1. D. Paustenbach et D. Galbraith, « Biomonitoring: Is body burden relevant to public health? », *Regulatory Toxicology and Pharmacology,* 44, 2006, p. 249-261.
2. L.L. Needham, A.M. Calafat et D.B. Barr, « Uses and issues of biomonitoring », *International Journal of Hygiene and Environmental Health,* 210(3-4), 2007, p. 229-238.
3. J.S. Lakind, L. Barraj, N. Tran et L.L. Aylward, « Environmental chemicals in people: Challenges in interpreting biomonitoring information », *Journal of Environmental Health,* 70, 2008, p. 61-63.
4. J. Angerer, U. Ewers et M. Wilhelm, « Human biomonitoring: State of the art », *International Journal of Hygiene and Environmental Health,* 210, 2007, p. 201-228.
5. M. Tremblay, M. Wolfson et S. Connor Gorber, « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : raison d'être, contexte et aperçu, *Rapports sur la santé,* 18(suppl.), 2007, p. 7-21 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
6. Santé et bien-être social Canada / Statistique Canada, *La santé des Canadiens : Rapport de l'Enquête Santé Canada* (Statistique Canada, nº 82-538 au catalogue), Ottawa, ministres des Approvisionnements et Services et de la Santé nationale et du Bien-être social, 1981.
7. Agency for Toxic Substances and Disease Registry, *Toxicological Profile for Lead,* disponible à l'adresse http://www.atsdr.cdc.gov/toxprofiles/tp13.html (consulté le 3 février 2010).
8. P.A. Meyer, M.J. Brown et H. Falk, « Global approach to reducing lead exposure and poisoning », *Mutation Research,* 659, 2008, p. 166-175.
9. E.C. Gorospe et S.L. Gerstenberger, « Atypical sources of childhood lead poisoning in the United States: a systematic review from 1966-2006 », *Clinical Toxicology,* 46, 2008, p. 728-737.
10. Santé Canada, *Santé Canada avise le consommateur des dangers liés à la présence de plomb dans les colliers et bracelets de cheville Mood Chain,* disponible à l'adresse http://www.hc-sc.gc.ca/ahc-asc/media/advisories-avis/_2008/2008_179-fra.php (consulté le 1er avril 2010).
11. Santé Canada, *Le plomb et la santé,* disponible à l'adresse http://www.hc-sc.gc.ca/ewh-semt/pubs/contaminants/lead-plomb-fra.php (consulté le 1er avril 2010).
12. Agency for Toxic Substances and Disease Registry, *Case Studies in Environmental Medicine: Lead Toxicity,* disponible à l'adresse www.atsdr.cdc.gov/HEC/CSEM/lead/index.html (consulté le 1er avril 2010).
13. M. Rhainds et P. Levallois, « Effects of maternal cigarette smoking and alcohol consumption on blood lead levels of newborns », *American Journal of Epidemiology,* 145, 1997, p. 250-257.
14. M. Weyermann et H. Brenner, « Alcohol consumption and smoking habits as determinants of blood lead levels in a national population sample from Germany », *Archives of Environmental Health,* 52, 1997, p. 233-Academic OneFile (consulté le 10 mars 2010).
15. F. Barbosa Jr, J.E. Tanus-Santos, R.F. Gerlach et P.J. Parsons, « A critical review of biomarkers used for monitoring human exposure to lead: Advantages, limitations, and future needs », *Environmental Health Perspectives,* 113, 2005, p. 1669-1674.
16. Santé Canada, *Rapport sur l'exposition humaine aux substances chimiques dans l'environnement au Canada, 2010 : résultats du volet biosurveillance de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2009* [traduction], Ottawa, Santé Canada, 2010.
17. B.L. Gulson, K.J. Mizon, M.J. Korsch *et al.*, « Impact on blood lead in children and adults following relocation from their source of exposure and contribution of skeletal tissue to blood lead », *Bulletin of Environmental Contamination and Toxicology,* 56(4), 1996, p. 543-550.
18. I.A. Bergdahl et S. Skerving, « Biomonitoring of lead exposure – alternatives to blood », *Journal of Toxicology and Environmental Health, Part A,* 71, 2008, p. 1235-1243.
19. W.F. Stewart, B.S. Schwartz , C. Davatzikos *et al.,* « Past adult lead exposure is linked to neurodegeneration measured by brain MRI », *Neurology,* 66, 2006, p. 1476-1484.
20. C.L.Whitfield, L.T. Ch'ien et J.D. Whitehead, « Lead encephalopathy in adults », *The American Journal of Medicine,* 52, 1972, p. 289-298.
21. F. Khalil-Manesh, H.C. Gonick, A.H. Cohen *et al.,* « Experimental model of lead nephropathy. I. Continuous high-dose lead administration », *Kidney International,* 41, 1992, p. 1192-1203.
22. R.P. Wedeen, D.K. Mallik et V. Batuman, « Detection and treatment of occupational lead nephropathy », *Archives of Internal Medicine,* 139, 1979, p. 57.
23. Comité fédéral-provincial de l'hygiène du milieu et du travail, *Niveaux et stratégies d'intervention relatifs au taux de plomb dans le sang. Mise à jour sur les effets sanitaires de faibles concentrations de plomb et proposition de niveaux et de stratégies d'intervention relatifs au taux de plomb sanguin* [Rapport final du groupe de travail], 1994.
24. L.M. Chiodo, C. Covington, R.J. Sokol *et al.,* « Blood lead levels and specific attention effects in young children », *Neurotoxicology and Teratology,* 29, 2007, p. 538-546.
25. B.P. Lanphear, R. Hornung, J. Khoury *et al.,* « Low-level environmental lead exposure and children's intellectual function: An international pooled analysis », *Environmental Health Perspectives,* 113, 2005, p. 894-899.
26. P.J. Surkan, A. Zhang, F. Trachtenberg *et al.,* « Neuropsychological function in children with blood lead levels <10 ug/dL », *Neurotoxicology,* 28, 2007, p. 1170-1177.
27. J.J. Fadrowski, A. Navas-Acien, M. Tellez-Plaza *et al.,* « Blood lead level and kidney function in US adolescents », *Archives of Internal Medicine,* 170, 2010, p. 75-82.
28. K. Chandramouli, C.D. Steer, M. Ellis et A.M. Emond, « Effects of early childhood lead exposure on academic performance and behaviour of school age children », *Archives of Disease in Childhood,* 94, 2010, p. 844-848.
29. S.G. Gilbert et B. Weiss, « A rationale for lowering the blood lead action level from 10 to 2 ug/dL », *Neurotoxicology,* 27, 2006, p. 693-701.
30. Organisation mondiale de la Santé et Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture, *Bisphénol A (BPA) – État actuel des connaissances et actions de l'OMS et de la FAO à l'avenir,* Note d'information INFOSAN 5/2009, disponible à l'adresse http://www.who.int/entity/foodsafety/fs_management/Note_5_2009_BPA.pdf (consulté le 17 mars 2010).
31. Santé Canada, *Évaluation des risques pour la santé liés au bisphénol A dans les produits d'emballage alimentaires,* 2008, disponible à l'adresse http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/securit/packag-emball/bpa/bpa_hra-ers-fra.php (consulté le 11 mars 2010).
32. European Chemicals Bureau, *Updated Risk Assessment of 4,4'-Isopropylidenediphenol (Bisphenol-A),* CAS Number 80-05-7, 2008, disponible à l'adresse http://ecb.jrc.ec.europa.eu/documents/Existing-Chemicals/RISK_ASSESSMENT/ADDENDUM/bisphenola_add_325.pdf (consulté le 11 mars 2010).
33. R.W. Stahlhut, W.V. Welshons et S.H. Swan, « Bisphenol A data in NHANES suggest longer than expected half-life, substantial nonfood exposure, or both », *Environmental Health Perspectives,* 117, 2009, p. 784-789.
34. F.S. vom Saal et C. Hughes, « An extensive new literature concerning low-dose effects of bisphenol A shows the need for a new risk assessment », *Environmental Health Perspectives,* 113, 2005, p. 926-933.

35. T. Tominaga , T. Negishi, A. Miyachi *et al.,* « Toxicokinetics of bisphenol A in rats, monkeys and chimpanzees by the LC-MS/MS method », *Toxicology,* 226, 2006, p. 208-217.

36. W. Völkel, T. Colnot, G.A. Csanády *et al.,* « Metabolism and kinetics of bisphenol A in humans at low doses following oral administration », *Chemical Research in Toxicology,* 15, 2002, p. 1281-1287.

37. Environnement Canada et Santé Canada, *Screening Assessment for Phenol, 4,4' -(1-methylethylidene)bis-(Bisphenol A),* CAS Number 80-05-7, 2008, disponible à l'adresse http://www.ec.gc.ca/substances/ese/eng/challenge/batch2/batch2_80-05-7_en.pdf (consulté le 4 mars 2010).

38. W. Völkel, M. Kiranoglu et H. Fromme, « Determination of free and total bisphenol A in human urine to assess daily uptake as a basis for a valid risk assessment », *Toxicology Letters,* 179, 2008, p. 155-162.

39. European Food Safety Authority = Autorité européenne de sécurité des aliments, « Avis du groupe scientifique sur les additifs alimentaires, les arômes, les auxiliaires technologiques et les matériaux en contact avec les aliments (AFC) » à la demande de la Commission concernant la toxicocinétique du bisphénol A, *The EFSA Journal,* 759, 2008, p. 1-10.

40. W. Dekant et W. Völkel, « Human exposure to bisphel A by biomonitoring: methods, results and assessment of environmental exposure », *Toxicology and Applied Pharmacology,* 228, 2008, p. 114-134.

41. X.Ye, Z. Kuklenyik, L.L. Needham et A.M. Calafat, « Quantification of urinary conjugates of bisphenol A, 2,5-dichlorophenol, and 2-hydroxy-4-methoxybenzophenone in humans by online solid phase extraction-high performance liquid chromatography-tandem mass spectrometry », *Analytical and Bioanalytical Chemistry,* 383, 2005, p. 638-644.

42. R.M. Sharpe, « Is it time to end concerns over the estrogenic effects of bisphenol A? », *Toxicological Sciences,* 114, 2010, p. 1-4.

43. Y. Ikezuki, O. Tsutsumi, Y. Takai *et al.,* « Determination of bisphenol A concentrations in human biological fluids reveals significant early prenatal exposure », *Human Reproduction,* 17, 2002, p. 2839-2841.

44. H. Mielke et U. Gundert-Remy, « Bisphenol A levels in blood depend on age and exposure », *Toxicology Letters,* 190*,* 2009, p. 32-40.

45. Statistique Canada, *Guide de l'utilisateur des données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) : cycle 1, 2010,* disponible à l'adresse ttp://www.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/5071_D2_T1_V1-fra.pdf (consulté le 10 mars 2010).

46. L.C. Clark et H.L. Thompson, « Determination of creatine and creatinine in urine », *Analytical Chemistry,* 21, 1949, p. 1218-1221.

47. J.D. Cook, Y.H. Caplan, C.P. LoDico et D. Bush, « The characterization of human urine for specimen validity determination in workplace drug testing: A review », *Journal of Analytical Toxicology,* 24, 2000, p. 579-588.

48. M.F. Boeniger, L.K. Lowry et J. Rosenberg, « Interpretation of urine results used to assess chemical exposure with emphasis on creatinine adjustments – A review », *American Industrial Hygiene Association,* 54, 1993, p. 615-627.

49. D.B. Barr, L.C. Wilder, S.P. Caudill *et al.,* « Urinary creatinine concentrations in the U.S. population: implications for urinary biologic monitoring measurements », *Environmental Health Perspectives,*113, 2005, p. 192-200.

50. S. Cole, H. Chu, L. Nie et E.F. Schisterman, « Estimating the odds ratio when exposure has a limit of detection », *International Journal of Epidemiology,* 38, 2009, p.1674-1680.

51. Santé Canada, *Lignes directrices canadiennes pour la classification du poids chez les adultes,* Ottawa, 2003 (Santé Canada, nº H49-179 / 2003F au catalogue).

52. T.J. Cole, M.C. Bellizzi, K.M. Flegal *et al.,* « Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey », *British Medical Journal,* 320(7244), 2000, p. 1240-1243.

53. *SAS* [version 9.1], Cary, North Carolina, SAS Institute Inc., 2003.

54. *SUDAAN* [version 10.0], Research Triangle Park, North Carolina, RTI International, 2008.

55. H. Abdi, « The Bonferonni and Šidák Corrections for multiple comparisons », dans N. Salkind, éd. *Encyclopedia of Measurement and Statistics,* Thousand Oaks, California, Sage, 2007.

56. Statistique Canada, *Enquête Santé Canada, Fichier de microdonnées – 1978-1979,* disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/dli-ild/data-donnees/ftp/chs-esc/chs-esc1978-fra.htm.

57. United States Environmental Protection Agency (USEPA), *Report on the Environment : Blood lead level,* 2009, disponible à l'adresse http://cfpub.epa.gov/eroe/index.cfm?fuseaction=detail.viewInd&ch=49&lShowInd=0&subtop=208&lv=list.listByChapter&r=216631 (consulté le 7 avril 2010).

58. J.-Y. Son, J. Lee, D. Paek et J.-T. Lee, « Blood levels of lead, cadmium, and mercury in the Korean population: Results from the Second Korean National Human Exposure and Bio-monitoring Examination », *Environmental Research,* 109, 2009, p. 738-744.

59. D. Nash, L.S.Magder, R. Sherwin *et al.,* « Bone density-related predictors of blood lead level among peri- and postmenopausal women in the United States: The Third National Health and Nutrition Examination Survey, 1988-1994 », *American Journal of Epidemiology,* 160, 2004, p. 901-911.

60. J.R.Campbell et P. Auinger, « The association between blood lead levels and osteoporosis among adults: Results from the Third National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES III) », *Environmental Health Perspectives,*115, 2007, p. 1018-1022.

61. N.-S. Kim et B.-K. Lee, « National estimates of blood lead, cadmium, and mercury levels in the Korean general adult population », *International Archives of Occupational and Environmental Health,* 2010, doi: 10.1007/s00420-010-0522-6, disponible à l'adresse http://dx.doi.org/.

62. M. Rhainds, S. Gingras, G. Delage et M.-C. Gervais, *Étude de la prévalence de la plombémie chez les donneurs de sang au Québec 2006-2007,* disponible à l'adresse http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/1037_EtudePrevalencePlombemie.pdf (consulté le 8 février 2010).

63. W. McKelvey, R.C.Gwynn, N. Jeffery *et al.,* « A biomonitoring study of lead, cadmium, and mercury in the blood of New York City adults », *Environmental Health Perspectives,* 115, 2007, p. 1435-1441.

64. M.-G. Lee, O.K. Chun et W.O. Song, « Determinants of the blood lead level of US women of reproductive age », *Journal of the American College of Nutrition,* 24, 2005, p. 1-9.

65. Y. Cheng, W.C. Willett, J. Schwartz *et al.,* « Relation of nutrition to bone lead and blood lead levels in middle-aged to elderly men: The Normative Aging Study », *American Journal of Epidemiology,* 147, 1998, p. 1162-1174.

66. L. Fewtrell, R. Kaufmann et A. Pruss-Ustun, *Lead: Assessing the Environmental Burden of Disease at National and Local Levels,* WHO Environmental Burden of Disease Series, No. 2, 2003, disponible à l'adresse http://www.who.int/quantifying_ehimpacts/publications/en/leadebd2.pdf (consulté le 11 mars 2010).

67. R.L. Jones, D.M. Homa, P.A. Meyer *et al.,* « Trends in blood lead levels and blood lead testing among US children aged 1 to 5 years, 1988-2004 », *Pediatrics,* 123, 2009, p. 376-385.

68. Centers for Disease Control (CDC), *Screening young children for lead poisoning: Guidance for State and Local Public Health Officials,* 1997, disponible à l'adresse http://www.who.int/quantifying_ehimpacts/publications/en/leadebd2.pdf (consulté le 11 mars 2010).

69. D.M. Mannino, D.M. Homa, T. Matte et M. Hernandez-Avila, « Active and passive smoking and blood lead levels in U.S. adults: data from the Third National Health and Nutrition Examination Survey », *Nicotine & Tobacco Research,* 7, 2005, p. 557-564.

70. V. Angelova, K. Ivanov et K. Ivanova, « Effect of chemical forms of lead, cadmium, and zinc in polluted soils on their uptake by tobacco », *Journal of Plant Nutrition,* 27, 2004, p. 757-773.

71. C.M. Mena, C. Cabrera, M.L. Lorenzo et M.C. Lopez, « Determination of lead contamination in Spanish wines and other alcoholic beverages by flow injection atomic absorption spectometry », *Journal of Agricultural and Food Chemistry,* 45, 1997, p. 1812-1815.

72. J. Goossens, T. De Smaele, L. Moens et R. Dams, « Accurate determination of lead in wines by inductively coupled plasma mass spectometry », *Fresenius Journal of Analytical Chemistry,* 347, 1993, p. 119-125.

73. J.H. Graziano et C. Blum, « Lead exposure from lead crystal », *The Lancet,* 337, 1991, p. 141-142.

74. S.J. Barbee et L.A. Constantine, « Release of lead from crystal decanters under conditions of normal use », *Food and Chemical Toxicology,* 32, 1994, p. 285-288.

75. B.R. Appel, J.K. Kahlon, J. Ferguson *et al.,* « Potential lead exposures from lead crystal decanters », *American Journal of Public Health,* 82, 1992, p. 1671-1673.

76. A.M. Calafat, X. Ye, L.-Y. Wong *et al.,* « Exposure of the U.S. population to bisphenol A and 4-tertiary-octylphenol: 2003-2004 », *Environmental Health Perspectives,* 116, 2008, p. 39-44.

77. K. Becker, T. Göen, M. Seiwart *et al.,* « German Environmental Survey for Children 2003/06 (GerES IV): Phthalate metabolites and bisphenol A in urine of German children », *International Journal of Hygiene and Environmental Health,* 212, 2009, p. 685-692.

78. L.N. Vandenberg, I. Chahoud, J.J. Heindel *et al.,* « Urinary, circulating and tissue biomonitoring studies indicate widespread exposure to bisphenol A », *Environmental Health Perspectives,* 2010, doi: 10.1289/ehp.0901716, disponible à l'adresse http://dx.doi.org/.

79. M. Strolin Benedettia et E.L. Baltes, « Drug metabolism and disposition in children », *Fundamental and Clinical Pharmacology,* 17, 2003, p. 281-299.

80. S. Giroux, « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : aperçu de la stratégie d'échantillonnage », *Rapports sur la santé,* 18(suppl.), 2007, p. 35-40 (Statistique Canada, nº 82-003 au catlogue).

81. S.H. Liou, T.-N. Wu, H.-C. Chiang *et al.,* « Blood lead levels in Taiwanese adults: distribution and influencing factors », *The Science of the Total Environment,* 180, 1996, p. 219.

82. M.A. Peraza, F. Ayala-Fierro, D.S. Barber *et al.,* « Effects of micronutrients on metal toxicity », *Environmental Health Perspectives,* 106, 1998, p. 203-216.

Annexe

Tableau A
Tailles non pondérées de l'échantillon pour les répondants ayant des concentrations de plomb sanguin et des concentrations urinaires de bisphénol A valides, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 6 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

	Plomb sanguin		Bisphénol A (µg/L)		Bisphénol A (µg/g créatinine)	
Groupe d'âge (années)	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Total 6 à 79 ans	**2 576**	**2 743**	**2 659**	**2 817**	**2 650**	**2 812**
6 à 11 ans	459	451	524	507	522	506
12 à 19 ans	489	456	504	476	503	475
20 à 39 ans	514	651	513	652	511	650
40 à 59 ans	577	643	577	642	573	641
60 à 79 ans	537	542	541	540	541	540

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007 à 2009.

Tableau B
Caractéristiques pondérées de l'échantillon pour les répondants ayant des concentrations de plomb sanguin ou des concentrations urinaires de bisphénol A valides, population à domicile de 6 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

	Tous les répondants		
		Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristiques	%	de	à
Sexe			
Hommes	49,8	49,7	49,9
Femmes	50,2	50,1	50,3
Groupe d'âge (années)			
6 à 11 ans	7,3	7,2	7,5
12 à 19 ans	11,4	11,2	11,6
20 à 39 ans	30,9	30,7	31,2
40 à 59 ans	33,5	33,3	33,6
60 à 79 ans	16,9	16,8	17,0
Niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage			
Études secondaires partielles	5,7	4,3	7,6
Diplôme d'études secondaires	11,6	8,9	15,0
Études postsecondaires partielles	6,6	5,0	8,7
Diplôme d'études postsecondaires	76,1	69,6	81,5
Revenu du ménage corrigé en fonction de la taille du ménage†			
Premier quartile (25 000 $ ou moins)	25,7	21,7	30,1
Deuxième quartile (plus de 25 000 $ à 41 000 $)	24,1	21,1	27,3
Troisième quartile (plus de 41 000 $ à 64 000 $)	25,3	22,3	28,5
Quatrième quartile (plus de 64 000 $)	25,0	20,9	29,5
Pays de naissance			
Hors du Canada	21,5[E]	14,1	31,3
Canada	78,5	68,7	85,9
Âge du logement			
Moins de 20 ans	33,0	25,4	41,7
20 ans à moins de 50 ans	43,5	36,3	51,1
50 ans et plus	23,4	16,2	32,6
Situation de l'usage du tabac‡			
Jamais	52,6	49,4	55,8
Anciens	27,0	24,3	30,0
Actuels	20,3	17,9	23,0
Fréquence de la consommation d'alcool au cours des 12 derniers mois‡			
Moins d'une fois par semaine	54,9	51,0	58,7
1 à 3 fois par semaine	30,2	27,3	33,3
4 à 6 fois par semaine	7,0	5,6	8,6
Quotidiennement	7,9	6,2	10,0
IMC			
Aucun embonpoint ni obèses	45,0	40,2	49,9
Embonpoint	33,6	30,8	36,6
Obèses	21,4	18,4	24,6

† valeurs corrigées au moyen d'une formule 40/30; revenus des ménages corrigés pour l'ensemble des répondants et répartis en quartiles
‡ excluant les enfants de moins de 12 ans
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007 à 2009.

Incidence du diabète sur 14 années : le rôle du statut socioéconomique

par Nancy A. Ross, Heather Gilmour et Kaberi Dasgupta

Résumé

Contexte
Une association existe entre la prévalence du diabète et le faible statut socioéconomique (SSE), mais la relation entre ce dernier et l'incidence du diabète est moins bien connue.

Données et méthodes
L'étude porte sur des données provenant de huit cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (de 1994-1995 à 2008-2009). Un échantillon de 5 547 femmes et de 6 786 hommes de 18 ans et plus qui n'étaient pas diabétiques en 1994-1995 a été suivi afin de déterminer si le revenu du ménage et le niveau de scolarité étaient associés à un accroissement du risque d'un diagnostic de diabète ou d'un décès dû au diabète en 2008-2009. Trois modèles à risques proportionnels ont été appliqués pour le revenu ainsi que le niveau de scolarité : un pour les hommes, un pour les femmes et un pour les deux sexes. Les variables indépendantes ont été mesurées à la période de référence (1994-1995). Le diagnostic de diabète a été déterminé en se basant sur l'autodéclaration d'un diagnostic posé par un professionnel de la santé. Le décès dû au diabète a été déterminé d'après les codes E10 à E14 de la dixième édition de la Classification internationale des maladies (CIM-10).

Résultats
Parmi les personnes de 18 ans et plus qui n'étaient pas diabétiques en 1994-1995, 7,2 % d'hommes et 6,3 % de femmes étaient atteints de diabète ou avaient été emportés par celui-ci en 2008-2009. Les femmes ayant un faible revenu étaient plus susceptibles de développer un diabète de type 2 que celles vivant dans un ménage à revenu plus élevé. Cette association était atténuée, mais non pas éliminée, par le contexte ethnoculturel et l'obésité ou l'embonpoint. Dans les modèles non ajustés, les associations avec un faible niveau de scolarité avaient lieu presque entièrement par l'entremise des variables démographiques et comportementales.

Interprétation
Les gradients sociaux de l'incidence du diabète ne peuvent pas être expliqués entièrement par les valeurs démographiques et comportementales.

Mots-clés
analyse des risques proportionnels, études longitudinales, incidence, revenu, scolarité, statut socioéconomique

Auteurs
Nancy A. Ross (514-398-4307; Nancy.Ross@mcgill.ca) travaille au Département de géographie de l'Université McGill, Montréal (Québec) H3A 2K6. Heather Gilmour (613-951-2114; Heather.Gilmour@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada. Kaberi Dasgupta (514-934-1934; Kaberi.Dasgupta@mcgill.ca) travaille au Centre universitaire de santé McGill.

La prévalence globale du diabète de type 2, estimée à 6,4 % en 2010[1], s'approchera, selon les prévisions, de 8 % d'ici 2030. L'accroissement de la prévalence est attribué, en grande partie, au vieillissement de la population et à la hausse des taux d'embonpoint, d'obésité et d'inactivité physique[2,3]. Des études ont également montré que les courbes de prévalence du diabète de type 2 dépendent fortement du statut socioéconomique (SSE), particulièrement chez les femmes[4-8]. Des données américaines donnent à penser que la différence de prévalence du diabète selon le SSE s'est accentuée au cours du temps[9].

Le rôle du statut socioéconomique (SSE) dans l'incidence du diabète de type 2, c'est-à-dire la manifestation de nouveaux cas, est moins bien connu. Un faible SSE, mesuré par le niveau de revenu ou de scolarité, peut influer sur le risque de diabète de type 2 par de plus hauts niveaux d'obésité et d'inactivité physique ou de façon indépendante de ces facteurs. Les associations entre le SSE et l'incidence du diabète ont été évaluées en incluant et en excluant les corrections pour l'obésité et l'activité physique afin de clarifier cette situation. Un des avantages de l'étude des associations du SSE avec l'incidence du diabète plutôt que sa prévalence est la clarification de la séquence temporelle de toute association (c.-à-d. le faible revenu menant au diabète comparativement au diabète réduisant la participation au marché du travail)[10].

Le présent article décrit les résultats d'une analyse longitudinale portant sur 14 années concernant la relation entre l'incidence du diabète de type 2 et le revenu du ménage ainsi que le niveau de scolarité individuel. Il porte aussi sur les facteurs démographiques et comportementaux qui pourraient jouer le rôle de médiateurs dans cette relation.

Données et méthodes

Source des données

Les données de la présente analyse proviennent des huit premiers cycles (de 1994-1995 à 2008-2009) de l'Enquête nationale sur la santé de la population

(ENSP) qui est réalisée tous les deux ans. La composante des ménages de l'enquête couvre la population à domicile des dix provinces en 1994-1995. Elle exclut les répondants des réserves indiennes, des territoires, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées.

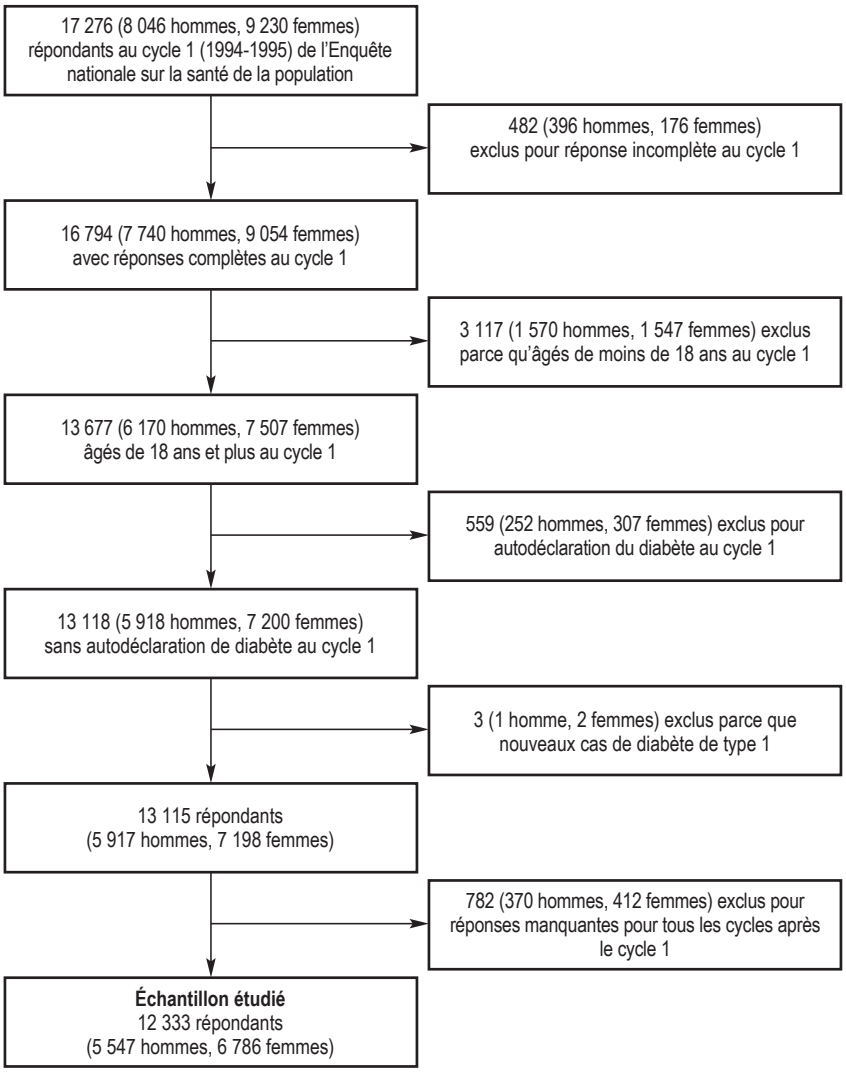
Parmi les 20 095 personnes choisies pour faire partie du panel longitudinal en 1994-1995, 17 276 ont accepté de participer, ce qui représente un taux de réponse de 83,6 %. Sur la base de ces 17 276 participants, les taux de réponse aux cycles subséquents étaient de 92,8 % en 1996-1997, 88,2 % en 1998-1999, 84,9 % en 2000-2001; 80,8 % en 2002-2003, 77,6 % en 2004-2005, 77,2 % en 2006-2007 et 70,7 % en 2008-2009.

La présente analyse porte sur les données du fichier longitudinal « carré » du cycle 8 (2008-2009), qui contient les enregistrements pour tous les membres du panel original, que l'information à leur sujet ait été recueillie ou non lors de chaque cycle subséquent. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview sont décrits plus en détail dans des rapports publiés antérieurement[11,12].

Échantillon étudié

Des 17 276 participants à l'ENSP en 1994-1995, 482 d'entre eux n'avaient pas répondu entièrement au questionnaire pour cette année-là, 3 117 avaient moins de 18 ans et 559 avaient déclaré un diagnostic de diabète; ils ont été exclus de l'échantillon de l'étude (figure 1). En outre, 782 personnes ont été exclues parce que leurs réponses manquaient à tous les cycles qui ont suivi le premier. Les nouveaux cas de diabète de type 2 survenus entre 1994-1995 et 2000-2001 (déterminés en se basant sur les réponses à l'entrevue de 2000-2001 et en appliquant un algorithme[13]) ont donné lieu à l'exclusion de trois participants de moins de 30 ans ayant déclaré avoir commencé à prendre de l'insuline dans les six mois après le diagnostic. Quatre personnes qui ont d'abord déclaré avoir reçu un diagnostic de diabète pendant leur grossesse, mais qui ont également déclaré avoir reçu le diagnostic de diabète à un autre moment ont été incluses. L'échantillon final de l'étude comprenait 12 333 personnes (6 786 femmes et 5 547 hommes).

Figure 1
Définition de l'échantillon étudié



Définitions

Diabète

Dans l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), la prévalence des problèmes de santé chroniques incluant le diabète est basée sur l'autodéclaration des maladies diagnostiquées. On a posé aux participants à l'enquête des questions sur les « problèmes de santé de longue durée qui avaient duré, ou qui devaient durer, au moins six mois et qui avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé ». Le questionnaire de l'ENSP comportait une liste de problèmes de santé, dont le diabète. Les cas de décès dû au diabète ont été déterminés d'après les codes E10 à E14 de la dixième édition de la Classification internationale des maladies (CIM-10).

Statut socioéconomique

Le statut socioéconomique (SSE) a été calculé approximativement au moyen de deux mesures indirectes : le revenu du ménage et le niveau de scolarité individuel. Chaque mesure a été évaluée séparément, car la possibilité d'une causalité inverse est plus importante pour le revenu que pour le niveau de scolarité (c.-à-d. que la manifestation du diabète réduit le revenu). En outre, bien que ces variables soient corrélées, leur relation avec le diabète de type 2 est susceptible de différer. Le revenu du ménage peut influer sur le risque par ses répercussions sur l'accès aux ressources matérielles permettant d'améliorer la santé, tandis que le niveau de scolarité pourrait influencer le savoir concernant la santé et les comportements qui affectent cette dernière.

Le *revenu du ménage* est basé sur le revenu total autodéclaré du ménage provenant de toutes les sources au cours des 12 mois précédents. On a calculé le ratio du revenu total du ménage au seuil de faible revenu correspondant au nombre de personnes vivant dans le ménage et à la taille de la collectivité. Puis, chaque ratio a été divisé par le ratio le plus élevé pour l'ensemble des participants à l'ENSP. Ces ratios corrigés ont été regroupés en déciles, qui ont été fusionnés en cinq catégories, à savoir revenu inférieur (déciles 1 et 2), moyen-inférieur (déciles 3 et 4), moyen (déciles 5 et 6), moyen-supérieur (déciles 7 et 8) et supérieur (déciles 9 et 10). Plus de renseignements sur la variable du revenu peuvent être consultés dans la documentation sur les variables dérivées de l'ENSP à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3225&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2.

Le *niveau de scolarité* s'entend du niveau le plus élevé atteint par le participant à l'enquête au cours de la période de référence complète de l'étude : diplôme d'études postsecondaires, études postsecondaires partielles; diplôme d'études secondaires ou études secondaires partielles.

Covariables

L'*âge* en 1994-1995 est mesuré comme une variable continue et les valeurs sont limitées à 18 ans et plus.

Le *contexte ethnoculturel* est basé sur la question : « Comment décririez-vous, au mieux de vos connaissances, votre race ou votre couleur? » Les participants à l'enquête ont été regroupés en trois catégories : Blanc ou blanche, Autochtone ou Asiatique du Sud/Sud-Est, et autre (englobe la catégorie races multiples).

L'*indice de masse corporelle (IMC)* en 1994-1995 a été calculé en divisant le poids autodéclaré exprimé en kilogrammes par le carré de la taille autodéclarée exprimée en mètres. Les catégories d'IMC sont : poids insuffisant ou acceptable (IMC inférieur à 25,0 kg/m^2) et embonpoint ou obésité (25,0 kg/m^2 et plus).

Le nombre de *facteurs de risque comportementaux secondaires* en 1994-1995 est basé sur le fait que les participants à l'enquête ont déclaré une consommation excessive d'alcool (15 verres ou plus au cours de la semaine qui a précédé l'entrevue pour les hommes; 10 ou plus pour les femmes), qu'ils fumaient quotidiennement ou qu'ils étaient physiquement inactifs durant leurs loisirs (basé sur la moyenne de la dépense énergétique quotidienne attribuable aux activités de loisir au cours des trois mois qui ont précédé l'entrevue).

Analyse statistique

La modélisation des risques proportionnels de Cox a été utilisée pour déterminer les variables associées à un accroissement ou à une diminution du risque de recevoir un diagnostic de diabète ou de mourir du diabète au cours du suivi. Cette technique permet d'étudier les relations entre les caractéristiques individuelles et un résultat particulier quand ce résultat peut avoir lieu au cours d'une période donnée. La méthode tient compte de la possibilité que les participants à l'enquête ne développent pas de diabète ou ne soient pas emportés par celui-ci durant la période étudiée et minimise le biais associé à l'érosion de l'échantillon.

L'analyse est limitée aux personnes qui avaient 18 ans et plus au moment du premier cycle (1994-1995). Puisque la prévalence du diabète et les caractéristiques associées à ce dernier peuvent différer chez les hommes et chez les femmes[4,5,8,14-18], des analyses ont été effectuées pour les deux sexes, ainsi que pour chaque sexe.

Le fait qu'un participant à l'enquête déclare un diagnostic de diabète ou qu'il meure du diabète après 1994-1995 a été considéré comme un événement, étant donné que la manifestation du diabète, qui est un processus continu, n'a été mesurée qu'à un intervalle discret de deux ans, de nombreuses transitions vers un événement de diabète ont été enregistrées simultanément — après 2, 4, 6, 8, 10, 12 ou 14 ans — alors qu'elles auraient pu avoir lieu à n'importe quel moment entre les entrevues. Donc, le modèle avec fonction de lien log-log complémentaire a été utilisé[19].

Si les renseignements autodéclarés sur le diabète manquaient pour un ou plusieurs cycles de l'enquête, mais que des valeurs étaient disponibles pour des cycles subséquents, les cas ont été retenus. Cela crée des intervalles de durée variable entre les observations. Pour tenir compte du fait que plus l'intervalle était long, plus une personne était susceptible de manifester du diabète, la valeur de la longueur de l'intervalle, ainsi que le carré de cette longueur, ont été entrés comme variables indépendantes dans le modèle.

Une réponse imputée égale à « non » pour la question sur le diabète a été utilisée si une réponse manquante était précédée et suivie d'une réponse « non » aux cycles précédent et subséquent. Parmi les 12 333 participants, 1 928 (15,6 %) présentaient une réponse imputée de « non » à un ou plusieurs cycles de l'enquête.

Pour les deux sexes ainsi que pour chaque sexe, trois modèles ont été appliqués séparément pour le revenu du ménage et pour le niveau de scolarité. Le premier modèle a été corrigé pour tenir compte du revenu ou du niveau de scolarité, ainsi que des durées variables entre les observations. Le deuxième

a été corrigé pour tenir compte de ces variables et de l'âge. Le troisième modèle a été corrigé pour tenir compte de ces variables et du contexte ethnoculturel, de l'IMC et du nombre de facteurs de risque comportementaux secondaires.

Toutes les analyses ont été pondérées en utilisant les poids longitudinaux construits pour qu'ils soient représentatifs de la population totale en 1994. La méthode du bootstrap a été utilisée pour tenir compte du plan de sondage complexe dans le calcul des intervalles de confiance et dans l'évaluation de la signification statistique[20-22]. Le seuil de signification a été fixé à $p < 0,05$.

Résultats

Caractéristiques des répondants

Un total de 12 333 personnes de 18 ans et plus ont été suivies de 1994-1995 à 2008-2009. Durant cette période, 877 d'entre elles (représentant environ 1,2 million de personnes) ont reçu un diagnostic de diabète ou sont décédées du diabète (tableau 1). Le taux global d'incidence du diabète de type 2 sur 14 ans était un peu plus élevé pour les hommes (7,2 %) que pour les femmes (6,3 %), un écart qui n'est pas statistiquement significatif.

Peu de participants à l'enquête sont décédés du diabète, soit 23 en tout (12 hommes et 11 femmes). La moitié de ces 23 personnes ont déclaré un diagnostic de diabète avant leur décès, de sorte que les nouveaux cas de diabète correspondant à des cas de décès se limitent à 6 hommes (1,5 % de 407 événements) et 6 femmes (1,3 % de 469 événements) (données non présentées).

Les hommes présents dans l'échantillon étaient plus susceptibles que les femmes de vivre dans les ménages ayant les revenus les plus élevés et de posséder un diplôme d'études postsecondaires (annexe, tableau A). Ils étaient également plus susceptibles que les femmes de faire de l'embonpoint ou d'être obèses et de déclarer deux ou trois des facteurs de risque comportementaux secondaires examinés dans la présente étude (consommation excessive d'alcool, tabagisme, inactivité physique).

Revenu du ménage

Un risque accru d'incidence du diabète de type 2 persiste dans les modèles pour les deux sexes parmi les personnes vivant dans les ménages ayant le revenu le plus faible (rapport des risques proportionnels de 1,6; intervalle de confiance (IC) de 1,1 à 2,3), comparativement à celles vivant dans les ménages les plus nantis. Pour les personnes vivant dans les ménages de la catégorie de revenu moyen-inférieur (rapport des risques proportionnels de 1,4; IC de 1,0 à 1,9), une modeste association est observée (tableau 2). L'ampleur des associations a peu changé avec les corrections. D'autres associations d'importance en lien avec le diabète étaient le contexte ethnoculturel (Autochtone ou Asiatique du Sud/Sud-Est), l'embonpoint ou l'obésité, et le nombre de facteurs de risque comportementaux secondaires (annexe, tableau B).

Chez les hommes, un accroissement régulier des rapports des risques était présent parallèlement à la diminution du revenu du ménage dans tous les modèles; d'ailleurs, les associations entre le revenu du ménage et l'incidence du diabète de type 2 étaient similaires dans les modèles corrigés et non corrigés. D'autres associations de cette incidence chez les hommes étaient reliées à l'embonpoint ou à l'obésité (rapport des risques proportionnels de 3,2; IC de 2,3 à 4,7) et au nombre de facteurs comportementaux secondaires déclarés.

Chez les femmes, les associations entre le revenu du ménage et l'incidence du diabète étaient évidentes dans les modèles corrigés et non corrigés, mais en comparaison avec les hommes, les rapports des risques proportionnels non corrigés n'étaient pas significativement plus élevés que les modèles corrigés. Par exemple, le rapport des risques proportionnels non corrigé en comparaison avec le plus faible revenu du ménage et celui le plus élevé pour les femmes était de 2,4, il diminuait à 1,9 avec la correction pour l'âge et à 1,7 avec toutes les corrections.

Niveau de scolarité individuel

Chez les deux sexes, aucune association importante entre l'incidence du diabète de type 2 et le faible niveau de scolarité n'a persisté après la correction pour tenir compte des caractéristiques démographiques et des facteurs comportementaux (tableau 2). L'analyse selon le sexe montre que, chez les hommes, l'association entre un faible

Tableau 1
Nouveaux diagnostics de diabète ou décès par diabète entre 1996-1997 et 2008-2009, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus sans diagnostic de diabète en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Les deux sexes			Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%		milliers	%		milliers	%
Total	**12 333**	**18 385**	**100,0**	**5 547**	**8 917**	**100,0**	**6 786**	**9 468**	**100,0**
Pas de diagnostic de diabète ni de décès par diabète	11 456	17 151	93,3	5 140	8 277	92,8	6 316	8 874	93,7
Diagnostic de diabète ou décès dû au diabète	877	1 234	6,7	407	640	7,2	470	594	6,3

Nota : Les décès attribués au diabète sont basés sur les enregistrements pour lesquels la cause de décès était disponible.
Source : Cycles de 1994-1995 à 2008-2009 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, fichier carré longitudinal.

Tableau 2
Rapports des risques proportionnels corrigés reliant le revenu du ménage et le niveau de scolarité en 1994-1995 au diagnostic de diabète ou au décès dû au diabète entre 1996-1997 et 2008-2009, population à domicile de 18 ans et plus et non diabétique en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Non corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Corrigé pour l'âge	Intervalle de confiance à 95 %		Entièrement corrigé	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à
Revenu du ménage									
Les deux sexes									
Supérieur†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Moyen-supérieur	1,2	0,9	1,6	1,2	0,9	1,6	1,2	0,8	1,7
Moyen	1,3	1,0	1,8	1,3	0,9	1,7	1,3	0,8	1,9
Moyen-inférieur	1,7**	1,3	2,3	1,4*	1,1	1,9	1,4*	1,0	1,9
Inférieur	1,7**	1,3	2,3	1,6**	1,2	2,1	1,6**	1,1	2,3
Hommes									
Supérieur†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Moyen-supérieur	1,0	0,7	1,6	1,1	0,7	1,6	1,1	0,7	1,7
Moyen	1,3	0,8	1,9	1,2	0,8	1,8	1,3	0,9	2,0
Moyen-inférieur	1,5	1,0	2,2	1,3	0,9	2,0	1,4	0,9	2,1
Inférieur	1,4	0,9	2,1	1,4	0,9	2,2	1,5	1,0	2,4
Femmes									
Supérieur†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Moyen-supérieur	1,4	0,9	2,4	1,4	0,9	2,3	1,3	0,8	2,3
Moyen	1,5	0,9	2,5	1,4	0,8	2,4	1,2	0,7	2,2
Moyen-inférieur	2,2**	1,4	3,4	1,7*	1,1	2,6	1,5	0,9	2,3
Inférieur	2,4**	1,5	3,7	1,9**	1,2	3,1	1,7*	1,1	2,8
Niveau de scolarité									
Les deux sexes									
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Études postsecondaires partielles	1,1	0,9	1,4	1,2	0,9	1,5	1,1	0,8	1,6
Diplôme d'études secondaires	1,3*	1,0	1,8	1,3*	1,0	1,8	1,3	1,0	1,7
Études postsecondaires partielles	1,9**	1,5	2,4	1,2	1,0	1,6	1,2	0,9	1,5
Hommes									
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Études postsecondaires partielles	1,2	0,9	1,8	1,4	0,9	2,0	1,4	0,9	2,0
Diplôme d'études secondaires	1,1	0,8	1,7	1,2	0,8	1,8	1,2	0,8	1,8
Études postsecondaires partielles	1,5*	1,1	2,2	1,1	0,8	1,6	1,1	0,8	1,6
Femmes									
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Études postsecondaires partielles	1,0	0,7	1,4	1,0	0,7	1,4	0,9	0,6	1,4
Diplôme d'études secondaires	1,6*	1,1	2,4	1,5*	1,0	2,3	1,5*	1,0	2,2
Études postsecondaires partielles	2,4**	1,7	3,3	1,4*	1,0	1,9	1,2	0,9	1,7

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : Les données ayant été arrondies, certains rapports des risques pour lesquels la borne inférieure de l'intervalle de confiance est égale à 1,0 sont statistiquement significatifs. Une variable a été incluse dans tous les modèles pour tenir compte de la durée variable de la période entre les observations, mais les rapports des risques ne sont pas présentés. Les modèles entièrement corrigés contiennent aussi des variables de contrôle pour l'âge, le contexte ethnoculturel, l'embonpoint ou l'obésité et le nombre de facteurs de risque comportementaux secondaires (consommation abusive d'alcool, tabagisme au moment de l'enquête, inactivité physique). Afin de maximiser la taille de l'échantillon, une catégorie « données manquantes » a été incluse pour plusieurs variables, mais les rapports des risques ne sont pas présentés.
Source : Cycles de 1994-1995 à 2008-2009 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, fichier carré longitudinal.

niveau de scolarité et l'incidence du diabète de type 2 était entièrement expliquée par l'âge, l'embonpoint ou l'obésité (rapports des risques proportionnels de 3,2; IC de 2,1 à 4,8) et les facteurs comportementaux (rapports des risques proportionnels de 1,7 et de 1,5 pour la déclaration d'un, ou de 2 ou 3 facteurs comportementaux secondaires, respectivement) (annexe, tableau C). Chez les femmes, une modeste association avec la possession d'un diplôme d'études secondaires plutôt qu'un diplôme d'études postsecondaires persiste, bien que le contexte ethnoculturel autochtone ou asiatique du Sud/Sud-Est soit un médiateur important (rapport des risques proportionnels de 3,3; IC de 1,8 à 5,9), de même que l'embonpoint ou l'obésité (rapport des risques proportionnels de 4,1; IC de 2,9 à 5,7).

Discussion

Comparativement avec les individus ayant le plus haut revenu, une association persistante existait dans l'ensemble entre le faible revenu du ménage et l'incidence

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Les études transversales ont révélé une association entre le statut socioéconomique (SSE) et la prévalence du diabète.
- Les résultats de quelques études de population longitudinales visant à examiner l'association entre le SSE et l'incidence du diabète sont contradictoires.

Ce qu'apporte l'étude

- Une claire association existe entre le faible revenu du ménage et la manifestation du diabète.
- Chez les femmes, l'incidence du diabète de type 2 associé au SSE a, en partie, pour médiateurs l'embonpoint ou l'obésité et le contexte ethnoculturel d'Autochtone ou d'Asiatique du Sud/Sud-Est.

du diabète de type 2 dans les modèles complètement corrigés. L'ordre de grandeur des associations entre le revenu et l'incidence du diabète semblait être comparable chez les membres des deux sexes dans les modèles complètement corrigés, mais plus élevé pour les femmes des modèles non corrigés, suggérant que l'âge et d'autres variables pourraient expliquer en partie les associations entre l'incidence du diabète et le faible revenu pour les femmes.

Alors que l'incidence du diabète de type 2 est inversement associée au niveau de scolarité dans les analyses non corrigées, la relation ne persiste que chez les hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires comparativement à ceux titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires dans les analyses multivariées. Le risque associé à un faible niveau de scolarité a pour médiateur l'embonpoint ou l'obésité et le contexte ethnoculturel autochtone ou asiatique du Sud/Sud-Est.

Les résultats de la présente analyse diffèrent un peu de ceux d'études comparables menées aux États-Unis. Dans une étude de la relation entre le statut socioéconomique (SSE) et l'incidence du diabète de type 2 sur 34 ans auprès d'un échantillon de plus de 6 000 résidents du comté d'Alameda, en Californie, Maty et coll.[23] ont constaté que le risque excédentaire associé au niveau de revenu et au niveau de scolarité était expliqué en grande partie par d'autres facteurs, en particulier l'obésité. Robbins et coll.[4] ont examiné la relation entre trois mesures du SSE (revenu, niveau de scolarité, profession) et le risque de diabète chez plus de 11 000 participants à l'étude nationale de suivi épidémiologique de la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES1). Ils ont découvert que les facteurs médiateurs éliminaient pratiquement le risque associé au revenu et au niveau de scolarité chez les femmes (quoiqu'un risque prononcé persistait pour la situation professionnelle), tandis que chez les hommes, les risques associés au revenu et au niveau de scolarité n'étaient pas atténués appréciablement par les facteurs médiateurs. Dans la Whitehall II Study réalisée auprès de fonctionnaires britanniques, les mesures du SSE ont été reliées à l'incidence du diabète de type 2 uniquement chez les hommes. Cependant, l'échantillon contenait deux fois plus d'hommes que de femmes et n'avait vraisemblablement pas suffisamment de puissance pour détecter la relation entre le SSE et le risque de diabète de type 2 chez ces dernières[24].

Les résultats de la présente étude appuient la conclusion selon laquelle l'association inverse entre la prévalence du diabète et le SSE, plus cohérente chez les femmes que chez les hommes au Canada[8], n'est probablement pas sous-tendue par un effet causal inverse (diabète affectant le revenu par la voie de l'incapacité à travailler) ou par la survie plus longue des diabétiques plus riches ou ayant un niveau d'études plus élevé.

Limites

On a demandé aux participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) s'ils faisaient du « diabète », mais aucun renseignement n'a été recueilli au sujet du type particulier de diabète. Cette limite n'est toutefois pas importante, car environ 95 % des cas de diabète sont de type 2[13].

On ne connaît pas la mesure dans laquelle les nombres de diagnostics autodéclarés de problèmes de santé chroniques incluant le diabète sont inexacts à cause d'erreurs de déclaration. Si les personnes ayant un faible niveau de revenu ou de scolarité étaient moins susceptibles que les autres de déclarer qu'un professionnel de la santé avait émis un diagnostic de diabète à leur endroit, la force de l'association entre les variables du SSE et l'incidence du diabète de type 2 est sous-estimée. Toutefois, l'ajustement des modèles pour tenir compte du fait d'« avoir un médecin de famille régulier » pour la période repère n'a pas modifié la relation (données non présentées).

Si certaines personnes qui n'ont pas déclaré faire du diabète étaient effectivement atteintes, l'incidence serait sous-estimée. La présence de personnes souffrant de diabète non diagnostiqué dans le groupe de référence « pas de diabète » affaiblirait, dans les modèles, les associations entre les facteurs de risque et l'incidence du diabète. Toutefois, si les cas de diabète non diagnostiqués demeurent un important problème de santé publique en Amérique du Nord[25,26], ils sont moins fréquents aujourd'hui qu'il y a plusieurs décennies[9].

Ce ne sont pas tous les facteurs que l'on sait être associés à l'incidence du diabète qui ont pu être examinés dans la présente étude. Par exemple, des données sur le régime alimentaire ou des mesures biologiques, telles que la glycémie, ne sont pas recueillies dans le cadre de l'ENSP. Les antécédents familiaux de diabète n'ont pas été utilisés, parce que ces données n'ont été recueillies qu'au cycle 3 (1998-1999).

L'indice de masse corporelle (IMC) a été calculé en se basant sur le poids et la taille autodéclarés, qui ont tendance à produire des estimations plus faibles de la prévalence de l'obésité que le poids et la taille mesurés[27]. La présente étude pourrait donc sous-estimer l'association entre l'obésité et l'incidence du diabète de type 2.

Conclusion

Une association claire existe entre le faible revenu du ménage et l'incidence du diabète. Le faible revenu du ménage était associé avec la manifestation du diabète de type 2 chez les femmes au Canada, quoique la relation soit atténuée par l'embonpoint ou l'obésité et le contexte ethnoculturel autochtone ou asiatique du Sud/Sud-Est.

L'association inverse entre le niveau de scolarité et l'incidence du diabète de type 2 dans les analyses non corrigées ne persiste dans les analyses multivariées que pour les femmes. Par contre, une fois de plus, la relation diminuait lors de la correction selon le contexte culturel et l'obésité ou l'embonpoint.

L'atténuation de l'association entre la manifestation du diabète de type 2 auprès des femmes et l'embonpoint ou l'obésité ainsi que l'appartenance à deux groupes ethniques (Autochtones et Asiatiques du Sud/Sud-Est) laisse entendre qu'il faudrait élaborer des stratégies de prévention plus ciblées. ■

Références

1. J.E. Shaw, R.A. Sicree et P.Z. Zimmet, « Global estimates of the prevalence of diabetes for 2010 and 2030 », *Diabetes Research and Clinical Practice*, 87(1), 2010, p. 4-14.
2. J.O. Hill, H.R. Wyatt, G.W. Reed et J.C. Peters, « Obesity and the environment: where do we go from here? », *Science*, 299(5608), 2003, p. 853-855.
3. R. Sturm, « Stemming the global obesity epidemic: what can we learn from data about social and economic trends? », *Public Health*, 122(8), 2008, p. 739-746.
4. J.M. Robbins, V. Vaccarino, H. Zhang et S.V. Kasl, « Socioeconomic status and type 2 diabetes in African American and non-Hispanic white women and men: evidence from the Third National Health and Nutrition Examination Survey », *American Journal of Public Health*, 91**,** 2001, p. 76-83.
5. M. Tang, Y. Chen et D. Krewski, « Gender-related differences in the association between socioeconomic status and self-reported diabetes », *International Journal of Epidemiology*, 32, 2003, p. 381-35.
6. A. Espelt, C. Borrell, A.J. Roskam *et al.*, « Socioeconomic inequalities in diabetes mellitus across Europe at the beginning of the 21st century », *Diabetologia*, 51, 2008, p. 1971-1979.
7. S. Kanjilal, E.W. Gregg, Y.J. Cheng *et al.*, « Socioeconomic status and trends in disparities in 4 major risk factors for cardiovascular disease among US adults, 1971-2002 », *Archives of Internal Medicine*, 166(21), 2006, p. 2348-2355.
8. K. Dasgupta, S. Khan et N.A. Ross, « Type 2 diabetes in Canada: concentration of risk among most disadvantaged men but inverse social gradient across groups in women », *Diabetic Medicine* (sous presse).
9. J. Smith, « Nature and causes of trends in male diabetes prevalence, undiagnosed diabetes, and the socioeconomic status health gradient », *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States*, 104, 2007, p. 13225-13231.
10. A. Kraut, R. Walld, R. Tate et C. Mustard, « Impact of diabetes on employment and income in Manitoba, Canada », *Diabetes Care*, 24(1), 2001, p. 64-68.
11. J.L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé,* 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, nº 82-003 catalogue).
12. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé,* 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
13. E. Ng, K. Dasgupta et J.A. Johnson, « Un algorithme permettant de différencier les diabétiques qui participent à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes », *Rapports sur la santé*, 19(1), 2008, p. 77-86 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
14. I. Larranaga, J.M. Arteagoitia, J.L. Rodriguez *et al.*, « Socio-economic inequalities in the prevalence of Type 2 diabetes, cardiovascular risk factors and chronic diabetic complications in the Basque Country, Spain », *Diabetic Medicine*, 22**,** 2005, p. 1047-1053.
15. M.P. Stern, M. Rosenthal, S.M. Haffner *et al.*, « Sex difference in the effects of sociocultural status on diabetes and cardiovascular risk factors in Mexican Americans. The San Antonio Heart Study », *American Journal of Epidemiology*, 120**,** 1984, p. 834-851.
16. E.E. Agardh, A. Ahlbom, T. Andersson *et al.*, « Socio-economic position at three points in life in association with type 2 diabetes and impaired glucose tolerance in middle-aged Swedish men and women », *International Journal of Epidemiology*, 36**,** 2007, p. 84-92.
17. W. Rathmann, B. Haastert, A. Icks *et al.*, « Sex differences in the associations of socioeconomic status with undiagnosed diabetes mellitus and impaired glucose tolerance in the elderly population: the KORA Survey 2000 », *European Journal of Public Health*, 15**,** 2005, p. 627-633.
18. N.A. Ross, S. Tremblay, S. Khan *et al.*, « Body mass index in urban Canada: neighborhood and metropolitan area effects », *American Journal of Public Health*, 97, 2007, p. 500-508.
19. R.L. Prentice et L.A. Gloeckler, « Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data », *Biometrics*, 34, 1978, p. 57-67.
20. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête,* 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, nº 12-001 au catalogue).
21. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research,* 5(3), 1996, p. 281-310.
22. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section,* American Statistical Association, Baltimore, Maryland, août 1999.
23. S.C. Maty, S.A. Everson-Rose, M.N. Haan *et al.*, « Education, income, occupation, and the 34-year incidence (1965-99) of Type 2 diabetes in the Alameda County Study », *International Journal of Epidemiology*, 34(6), 2005, p. 1274-1281.
24. M. Kumari, J. Head et M. Marmot, « Prospective study of social and other risk factors for incidence of type 2 diabetes in the Whitehall II study », *Archives of Internal Medicine*, 164(17), 2004, p.1873-1880.
25. T.K. Young et C.A. Mustard, « Undiagnosed diabetes: does it matter? », *Canadian Medical Association Journal*, 164(1), 2001, p. 24-28.
26. L.A. Leiter, A. Barr, A. Belanger *et al.*, « Diabetes Screening in Canada (DIASCAN) Study: prevalence of undiagnosed diabetes and glucose intolerance in family physician offices », *Diabetes Care*, 24(6), 2001, p. 1038-1043.
27. S. Connor Gorber, M. Tremblay, D. Moher et B. Gorber, « A comparison of direct versus self-report measures for assessing height, weight and body mass index: a systematic review », *Obesity Reviews*, 8(4), 2007, p. 307-326.

Annexe

Tableau A
Caractéristiques repères (1994-1995) de l'échantillon étudié, Canada, territoires non compris

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
Caractéristiques		milliers	%		milliers	%
Total	**5 547**	**8 917,4**	**100,0**	**6 786**	**9 468,0**	**100,0**
Groupe d'âge						
18 à 44 ans	3 179	5 447,7	61,1*	3 637	5 419,7	57,2
45 à 64 ans	1 562	2 428,2	27,2	1 811	2 633,3	27,8
65 à 74 ans	523	694,7	7,8*	766	896,1	9,5
75 ans et plus	283	346,9	3,9*	572	519,0	5,5
Revenu du ménage						
Supérieur	1 217	2 008,9	22,5*	1 100	1 756,7	18,6
Moyen-supérieur	1 057	1 772,4	19,9	1 205	1 716,1	18,1
Moyen	1 056	1 699,2	19,1	1 166	1 698,1	17,9
Moyen-inférieur	985	1 455,2	16,3*	1 363	1 827,4	19,3
Inférieur	884	1 321,0	14,8*	1 528	1 822,7	19,3
Données manquantes	348	660,8	7,4	424	647,1	6,8
Niveau de scolarité						
Diplôme d'études postsecondaires	1 730	3 057,9	34,3*	2 051	2 940,7	31,1
Études postsecondaires partielles	1 373	2 290,4	25,7	1 788	2 547,5	26,9
Diplôme d'études secondaires	834	1 354,4	15,2*	1 061	1 640,2	17,3
Études secondaires partielles	1 601	2 201,0	24,7	1 880	2 331,9	24,6
Données manquantes	9	F	F	6	F	F
Contexte ethnoculturel						
Blanc ou blanche	5 170	8 022,2	90,0	6 360	8 562,2	90,4
Asiatique du Sud/Sud Est ou Autochtone	135	303,8	3,4	175	332,3	3,5
Autre	216	530,9	6,0	228	510,1	5,4
Données manquantes	26	60,5[E]	0,7[E]	23	63,4[E]	0,7[E]
Indice de masse corporelle						
Poids insuffisant ou acceptable (inférieur à 25 kg/m^2)	2 303	3 899,8	43,7*	3 810	5 481,7	57,9
Embonpoint ou obésité (25 kg/m^2 ou plus)	3 212	4 959,8	55,6*	2 718	3 593,3	38,0
Données manquantes	32	57,8[E]	0,7[E]*	258	393,0	4,2
Facteurs de risque comportementaux secondaires						
0	1 614	2 701,6	30,3*	1 783	2 527,0	26,7
1	2 557	4 185,0	46,9*	3 534	4 952,6	52,3
2 ou 3	1 375	2 026,1	22,7*	1 453	1 965,3	20,8
Données manquantes	F	F	F	16	23,0[E]	0,2[E]

* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes ($p < 0,05$)
[E] utiliser avec prudence (coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 %)
[F] trop peu fiable pour être publiée (coefficient de variation supérieur à 33,3 %)
Source : Cycles de 1994-1995 à 2008-2009 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, fichier carré longitudinal.

Tableau B
Rapports des risques proportionnels corrigés reliant le revenu du ménage et certaines caractéristiques au diagnostic de diabète ou au décès dû au diabète entre 1996-1997 et 2008-2009, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus et non diabétique en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Les deux sexes			Hommes			Femmes		
	Rapport des risques proportionnels	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport des risques proportionnels	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport des risques proportionnels	Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristiques		de	à		de	à		de	à
Âge (variable continue)	1,04**	1,03	1,05	1,04**	1,03	1,04	1,04**	1,03	1,05
Revenu du ménage									
Supérieur†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Moyen-supérieur	1,2	0,8	1,7	1,1	0,7	1,7	1,3	0,8	2,3
Moyen	1,3	0,8	1,9	1,3	0,9	2,0	1,2	0,7	2,2
Moyen-inférieur	1,4*	1,0	1,9	1,4	0,9	2,1	1,5	0,9	2,3
Inférieur	1,6**	1,1	2,3	1,5	1,0	2,4	1,7*	1,1	2,8
Contexte ethnoculturel									
Blanc ou blanche†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Asiatique du Sud/Sud-Est ou Autochtone	2,4**	1,4	4,0	1,7	0,7	3,9	3,1**	1,7	5,7
Autre	1,2	0,7	2,0	1,4	0,8	2,5	1,0	0,4	2,4
Indice de masse corporelle									
Poids insuffisant ou acceptable (moins de 25 kg/m^2)†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Embonpoint ou obésité (25 kg/m^2 et plus)	3,8**	2,7	5,3	3,2**	2,3	4,7	4,1**	3,0	5,7
Facteurs de risque comportementaux secondaires									
0†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
1	1,3*	1,1	1,7	1,7**	1,3	2,3	1,0	0,8	1,4
2 ou 3	1,2	0,9	1,7	1,5*	1,0	2,2	1,0	0,7	1,5

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : Les données ayant été arrondies, certains rapports des risques dont la borne inférieure de l'intervalle de confiance est égale à 1,0 sont statistiquement significatifs. Afin de maximiser la taille de l'échantillon, des catégories « données manquantes » ont été incluses pour plusieurs variables, mais les rapports des risques ne sont pas présentés. Une variable a été incluse pour tenir compte de la durée variable de la période entre les observations, mais les rapports des risques ne sont pas présentés.
Source : Cycles de 1994-1995 à 2008-2009 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, fichier carré longitudinal.

Table C
Rapports des risques proportionnels corrigés reliant le niveau de scolarité et certaines caractéristiques au diagnostic de diabète ou au décès dû au diabète entre 1996-1997 et 2008-2009, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus et non diabétique en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Les deux sexes			Hommes			Femmes		
	Rapport des risques proportionnels	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport des risques proportionnels	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport des risques proportionnels	Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristiques (1994-1995)		de	à		de	à		de	à
Âge (variable continue)	1,04**	1,03	1,05	1,04**	1,03	1,05	1,04**	1,03	1,05
Niveau de scolarité									
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Études postsecondaires partielles	1,1	0,8	1,6	1,4	0,9	2,0	0,9	0,6	1,4
Diplôme d'études secondaires	1,3	1,0	1,7	1,2	0,8	1,8	1,5*	1,0	2,2
Études secondaires partielles	1,2	0,9	1,5	1,1	0,8	1,6	1,2	0,9	1,7
Contexte ethnoculturel									
Blanc ou blanche†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Asiatique du Sud/Sud-Est ou Autochtone	2,5**	1,5	4,1	1,8	0,8	4,1	3,3**	1,8	5,9
Autre	1,3	0,8	2,2	1,5	0,8	2,7	1,0	0,4	2,5
Indice de masse corporelle									
Poids insuffisant ou acceptable (moins de 25 kg/m^2)†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Embonpoint ou obésité (25 kg/m^2 et plus)	3,7**	2,7	5,1	3,2**	2,1	4,8	4,1**	2,9	5,7
Facteurs de risque comportementaux secondaires									
0†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
1	1,3*	1,1	1,7	1,7**	1,2	2,4	1,0	0,8	1,4
2 ou 3	1,2	0,9	1,7	1,5*	1,0	2,3	1,0	0,6	1,5

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)
... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les données ayant été arrondies, certains rapports des risques dont la borne inférieure de l'intervalle de confiance est égale à 1,0 sont statistiquement significatifs. Afin de maximiser la taille de l'échantillon, des catégories « données manquantes » ont été incluses pour plusieurs variables, mais les rapports des risques ne sont pas présentés. Une variable a été incluse pour tenir compte de la durée variable de la période entre les observations, mais les rapports des risques ne sont pas présentés.

Source : Cycles de 1994-1995 à 2008-2009 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, fichier carré longitudinal.

Risque d'hospitalisation dans une cohorte de cas de diabète de type 2

par Edward Ng, Kimberlyn M. McGrail et Jeffrey A. Johnson

Résumé

Contexte
À partir d'un cadre de recherche sur les résultats en matière de santé, on évalue ici le risque d'hospitalisation pour une cohorte de cas de diabète de type 2 (DST2). Le diabète est « sensible aux soins ambulatoires », c'est-à-dire qu'il est dans une large mesure gérable moyennant des soins appropriés dans la communauté. Ainsi, l'hospitalisation peut représenter un résultat négatif au chapitre des soins de santé.

Données et méthodes
Des analyses ont été menées grâce au couplage des données du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et de la Base de données sur la morbidité hospitalière concernant les participants à l'enquête dont on a déterminé qu'ils étaient atteints de diabète de type 2. On a eu recours à la régression logistique pour examiner l'association entre la probabilité d'hospitalisation, toutes causes confondues, au cours des deux années suivant la date de l'enquête, et les caractéristiques des patients, la trajectoire de soins et les caractéristiques du système de santé.

Résultats
Lorsque les effets des caractéristiques démographiques, socioéconomiques et de l'état de santé étaient pris en compte, l'inactivité physique et l'usage actuel et passé du tabac comportaient une association significative avec une probabilité plus grande d'hospitalisation chez les personnes atteintes de diabète de type 2. Les visites chez un spécialiste étaient associées positivement à l'hospitalisation (RC=1,4), tandis que l'association était négative pour les visites chez un praticien général (RC=0,7). Les tendances régionales de l'utilisation des services hospitaliers comportaient une association significative avec l'hospitalisation (RC=2,6).

Interprétation
Les tendances régionales de l'utilisation des services hospitaliers sont importantes pour l'hospitalisation : les habitants atteints de diabète de type 2 des régions sociosanitaires comportant des taux d'hospitalisation généralement plus élevés étaient plus susceptibles d'être hospitalisés que ceux vivant ailleurs. Du point de vue de la trajectoire de soins, les consultations d'un praticien général étaient associées à un risque plus faible d'hospitalisation. Les consultations d'un spécialiste, qui constituent probablement un marqueur de la gravité d'une maladie, avaient l'effet inverse.

Mots-clés
Bases de données, couplage probabiliste, dossiers d'hôpital, enquêtes sur la santé, évaluation des résultats, patient hospitalisé, recherche sur les services de santé.

Auteurs
Edward Ng (1-613-951-5308; edward.ng@statcan.gc.ca) et Kimberlyn M. McGrail travaillent à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario), K1A 0T6. Kimberlyn M. McGrail travaille aussi à l'École de la santé de la population et de la santé publique de l'Université de la Colombie-Britannique. Jeffrey A. Johnson travaille à l'École de santé publique de l'Université de l'Alberta.

Ces dernières années, la mortalité liée au diabète a augmenté, une hausse qui a été associée à une augmentation de la prévalence de l'obésité[1,2]. Le diabète est actuellement la sixième cause de décès en importance au Canada[3]. En 2005, environ 1,3 million de Canadiens de 12 ans et plus (5 % de la population comprise dans cette fourchette d'âge) ont déclaré avoir reçu un diagnostic de diabète[4]. Les complications du diabète peuvent toucher tous les principaux organes. Du fait de ses vastes répercussions sur la santé des personnes et du fardeau économique qu'il impose au système de soins de santé[5,6], le diabète figure parmi les grands problèmes de santé publique.

Toutefois, dans une certaine mesure, le diabète est aussi « sensible aux soins ambulatoires ». Cela signifie qu'il peut être géré au moyen de soins appropriés dans la communauté[7]. Toutefois, s'il n'est pas bien contrôlé, le diabète peut entraîner de multiples états comorbides qui peuvent nécessiter des soins importants[8], y compris l'hospitalisation[8-10].

Du fait de l'augmentation des dépenses en santé[11], l'accent est mis sur l'efficacité des services. Un cadre conceptuel, élaboré conjointement par Statistique Canada et l'Institut canadien d'information sur la santé[12,13], fait ressortir le rapport entre les résultats chez les patients et trois ensembles de déterminants possibles – le système de soins de santé, la trajectoire de soins et les caractéristiques des patients, dans le contexte du lieu et de l'environnement. Grâce au couplage de données d'enquête et de données sur les hospitalisations, la présente étude applique ce cadre au diabète.

De façon plus particulière, l'analyse porte sur les facteurs de risque d'hospitalisation dans un hôpital de soins de courte durée pour une cohorte de cas de diabète de type 2 (DST2), la principale

forme de la maladie, celle-ci comptant pour 95 % des cas. L'hospitalisation dans un hôpital de soins de courte durée (pour une raison ou pour une autre) est utilisée comme valeur de substitution d'un résultat négatif. Les associations entre l'hospitalisation et les caractéristiques des patients, les facteurs de trajectoire de soins et les caractéristiques du système de santé sont analysées.

En ce qui a trait à la trajectoire de soins, on sait relativement peu de choses au sujet des rôles des praticiens généraux (PG) et des spécialistes quant au risque d'hospitalisation des personnes atteintes de diabète. Des recherches antérieures laissent supposer que les soins plus agressifs offerts par les spécialistes[14-18] sont peut-être le reflet du stade plus avancé de la maladie.

En ce qui a trait aux caractéristiques du système de soins de santé, il a été démontré que l'utilisation des services varie selon la région[19-22]. Il est donc possible que la probabilité d'admission à l'hôpital rende compte en partie de l'endroit où vit la personne; toutes choses étant égales par ailleurs, les résidents des régions à « forte utilisation » sont peut-être plus susceptibles d'être hospitalisés.

Évidemment, le rôle des facteurs de risque, comme l'usage du tabac, la consommation d'alcool, l'activité physique et le régime alimentaire, doit aussi être pris en compte[23,24]. En utilisant des données d'enquête et des données administratives couplées, le présent article permet d'évaluer une gamme de facteurs qui sont associés avec l'hospitalisation des personnes atteintes de diabète de type 2.

Méthodes

La présente analyse repose sur un ensemble de données résultant du couplage de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 et de la Base de données sur la morbidité hospitalière (BDMH). Dans le cadre de l'ESCC, on recueille des données au sujet de la santé et du bien-être de la population à domicile. Pour le cycle 1.1 (2000-2001), environ 130 000 Canadiens de 12 ans et plus ont participé à l'enquête[25]. Outre les questions concernant les caractéristiques sociodémographiques, les facteurs de risque et l'utilisation des services de soins de santé, l'enquête comportait des questions au sujet du diabète et de son traitement. La BDMH est une base de données administrative nationale sur les hospitalisations de patients dans les hôpitaux de soins de courte durée pour la période de 1992-1993 à 2003-2004. Elle peut servir à analyser les tendances des causes de l'hospitalisation[26-28], mais elle ne comporte pas de données détaillées sur les patients, comme les antécédents socioéconomiques et les facteurs de

Tableau 1
Variables de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et de la Base de données sur la morbidité hospitalière utilisées dans les analyses de l'hospitalisation des participants à l'ESCC atteints de diabète de type 2

Variable	Source	Explication
Sociodémographique		
Groupe d'âge	ESCC	12 à 44 ans, 45 à 64 ans, 65 ans et plus
Sexe	ESCC	Hommes/femmes
Revenu du ménage corrigé selon la taille du ménage	ESCC	Quintiles; « données manquantes » conservée comme catégorie
Lieu de résidence	ESCC	Urbain/rural
État de santé		
Indice de l'état de santé (HUI3)	ESCC	Mesure continue
Autres problèmes de santé chroniques	ESCC	Variable binaire; « oui » à au moins une des questions suivantes : emphysème/ bronchopneumopathie chronique obstructive, maladie cardiovasculaire, asthme, arthrite/ rhumatisme (sauf fibromyalgie), hypertension artérielle, cancer, accident vasculaire cérébral
Hospitalisation antérieure	BDMH	Hospitalisation, quelle que soit la raison (sauf la grossesse/l'accouchement) l'année précédant l'entrevue de l'ESCC
Répercussions des problèmes de santé	ESCC	Répercussions des problèmes de santé physique et mentale à long terme sur les activités à la maison, au travail / à l'école, et sur les autres activités : souvent, parfois, jamais
Facteurs de risque		
Indice de masse corporelle (IMC)	ESCC	Insuffisance pondérale, poids normal, embonpoint, obésité
Indice de l'activité physique	ESCC	Actif(ve), modérément actif(ve), inactif(ve)
Usage du tabac	ESCC	Fumeur(se), ancien(ne) fumeur(se), n'a jamais fumé
Consommation d'alcool	ESCC	Buveur(se) régulier(ère), buveur(se) occasionnel(le), ancien(ne) buveur(se) / n'a jamais bu
Consommation quotidienne de fruits et légumes	ESCC	Moins de 5 fois / 5 fois ou plus
Trajectoire de soins		
Utilisation d'insuline	ESCC	Oui/Non
Consultation d'un PG (12 derniers mois)	ESCC	Oui/Non
Consultation d'un spécialiste (12 derniers mois)	ESCC	Oui/Non
Besoins de santé non comblés	ESCC	Oui/Non
Réponse du système		
Tendances régionales d'hospitalisation	BDMH/ESCC	Probabilité d'admission à l'hôpital dans chaque région sociosanitaire

risque. Toutefois, le couplage de l'ESCC et de la BDMH produit un ensemble de données comportant des renseignements concernant le statut socioéconomique et les facteurs de risque des patients hospitalisés[29].

L'ensemble de données couplées utilisé dans la présente analyse est constitué d'une cohorte préliminaire de 6 361 participants au cycle 1.1 de l'ESCC qui ont déclaré être atteints de diabète. Parmi eux, 1 003 résidents du Québec ont été exclus parce que Statistique Canada ne disposait pas des numéros d'assurance-maladie permettant le couplage avec la BDMH. Ont aussi été exclus 467 participants à l'enquête non québécois qui ont refusé que leurs résultats d'enquête soient couplés aux données administratives des services de santé, ainsi que 37 participants qui ont déclaré uniquement un diabète gestationnel. Un algorithme[30] a servi à exclure 243 autres participants dont on savait qu'ils étaient atteints de diabète de type 1[31]. La cohorte finale DST2 était constituée de 4 611 participants à l'ESCC. Le Comité des politiques de Statistique Canada a approuvé le couplage des données.

Un épisode d'hospitalisation est défini comme tout enregistrement de départ d'un hôpital de soins de courte durée provenant de la BDMH. Les épisodes d'hospitalisation dans l'année qui a précédé et dans les deux années qui ont suivi la date de l'enquête ont été inclus dans les analyses. Le principal résultat d'intérêt était l'hospitalisation au cours des deux années ayant suivi l'entrevue de l'ESCC, sauf dans le cas des séjours à l'hôpital liés à la grossesse ou à la naissance. Toutes les autres hospitalisations dans un hôpital de soins de courte durée, définies comme des hospitalisations, toutes causes confondues, ont été incluses dans l'étude.

Des statistiques univariées et bivariées ont été calculées pour décrire les données. Grâce à des méthodes *bootstrap*[32,33] et à des poids couplés spéciaux, les statistiques descriptives ont été corrigées pour tenir compte du plan de sondage complexe, ainsi que de la non-réponse survenue lorsque la permission de coupler les données de l'enquête et les dossiers

Tableau 2
Certaines caractéristiques de la cohorte des cas de diabète de type 2 par rapport à celles d'autres Canadiens, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, Québec et territoires non compris, 2000-2001

	Cohorte des cas de diabète de type 2				Autres Canadiens			
	Pourcent (pondéré)				Pourcent (pondéré)			
		Intervalle de confiance à 95 %		Nombre (non pondéré)		Intervalle de confiance à 95 %		Nombre (non pondéré)
	%	de	à		%	de	à	
Total	**100,0**	...	...	**4 611**	**100,0**	...	...	**103 566**
Caractéristiques sociodémographiques								
Groupe d'âge								
12 à 44 ans	10,8	9,5	12,6	433	57,5	57,3	57,7	53 783
45 à 64 ans	43,9	41,8	46,0	1 789	27,0	26,8	27,2	28 233
65 ans et plus	45,3	43,3	47,2	2 389	15,6	15,3	15,8	21 550
Sexe								
Hommes	52,8	50,7	54,9	2 285	49,0	48,8	49,2	47 583
Femmes	47,2	45,1	49,3	2 326	51,0	50,8	51,3	55 983
Quintile de revenu du ménage								
Inférieur	4,1	3,4	4,9	261	3,3	3,1	3,6	4 442
Moyen-inférieur	10,4	9,2	11,7	702	6,5	6,3	6,8	9 967
Moyen	28,4	26,4	30,5	1 390	19,0	18,5	19,4	23 036
Moyen-supérieur	27,4	25,4	29,5	1 193	30,8	30,3	31,3	32 193
Supérieur	17,2	15,4	19,2	613	29,0	28,4	29,6	23 935
Données manquantes	12,6	11,0	14,3	452	11,4	11,1	11,8	9 993
Lieu de résidence								
Urbain	79,9	78,3	81,4	3 292	81,4	80,7	82,0	75 055
Rural	20,1	18,6	21,7	1 319	18,6	18,0	19,3	28 511
État de santé								
Autres problèmes de santé chroniques								
Non	25,9	23,9	28,0	1 043	65,7	65,2	66,2	62 931
Oui	74,1	72,0	76,1	3 568	34,3	33,8	34,8	40 635
Hospitalisation antérieure								
Non	86,6	85,2	87,9	3 873	94,7	94,4	94,9	96 627
Oui	13,4	12,1	14,8	738	5,3	5,1	5,6	6 939
Répercussions des problèmes de santé								
Souvent	29,0	27,0	31,1	1 374	12,1	11,7	12,5	14 663
Parfois	21,3	19,5	23,2	1 029	13,9	13,6	14,3	15 785
Jamais	49,6	47,3	51,9	2 196	73,9	73,4	74,4	73 023
Données manquantes	F	...	...	F	0,1	0,1	0,1	95
Facteurs de risque								
Indice de masse corporelle (IMC)								
Insuffisance pondérale	2,8	2,2	3,7	124	12,0	11,7	12,4	11 495
Poids normal	23,8	21,9	25,9	1 011	42,0	41,5	42,5	41 667
Embonpoint	36,3	34,2	38,5	1 709	29,7	29,2	30,2	31 801
Obésité	35,0	33,0	37,0	1 637	13,5	13,1	13,8	15 416
Données manquantes	2,1	1,7	2,6	130	2,8	2,7	3,0	3 187
Indice de l'activité physique								
Actif(ve)	13,3	12,0	14,8	638	22,1	21,6	22,5	23 701
Modérément actif(ve)	19,7	18,0	21,5	879	21,3	20,9	21,7	22 818
Inactif(ve)	58,4	56,1	60,6	2 826	47,8	47,2	48,3	50 429
Données manquantes	8,7	7,3	10,2	268	8,9	8,5	9,3	6 618
Usage du tabac								
N'a jamais fumé	30,9	28,7	33,1	1 243	37,8	37,3	38,3	35 230
Ancien(ne) fumeur(se)	50,6	48,4	52,7	2 504	36,8	36,3	37,3	40 067
Fumeur(se)	18,4	16,8	20,1	858	25,2	24,7	25,7	28 054
Données manquantes	F	...	...	F	0,2	0,2	0,3	215
Consommation d'alcool								
Régulière	35,3	33,2	37,4	1 543	54,8	54,2	55,4	54 569
Occasionnelle	23,3	21,4	25,4	1 099	20,2	19,8	20,7	22 007
Ancien(ne) buveur(se) / n'a jamais bu	41,3	39,1	43,5	1 961	24,7	24,2	25,2	26 680
Données manquantes	F	...	...	F	0,3	0,2	0,3	310
Consommation quotidienne de fruits et légumes								
Moins de 5 fois	60,5	58,3	62,6	2 767	63,3	62,8	63,8	66 148
5 fois ou plus	37,8	35,7	40,0	1 757	35,6	35,1	36,1	35 797
Données manquantes	1,7	1,2	2,4	87	1,1	1,0	1,2	1 621
Trajectoire de soins								
Utilisation actuelle d'insuline								
Oui	21,5	19,5	23,6	964	0	,,,	,,,	0
Non	78,5	76,4	80,5	3 643	99,9	99,9	100,0	103 510
Données manquantes	F	...	...	F	0,1	0,0	0,1	56
Consultation d'un PG (12 derniers mois)								
Oui	93,2	91,9	94,4	4 320	80,8	80,4	81,2	83 631
Non	6,5	5,3	7,8	269	18,9	18,5	19,3	19 601
Données manquantes	F	...	...	22	0,3	0,2	0,3	334
Consultation d'un spécialiste (12 derniers mois)								
Oui	42,4	40,4	44,5	1 828	28,3	27,8	28,8	29 286
Non	57,4	55,3	59,5	2 773	71,5	71,1	72,0	74 137
Données manquantes	F	...	...	F	0,2	0,1	0,2	143
Besoins de soins de santé non comblés								
Oui	86,7	85,3	88,0	3 946	87,4	87,0	87,7	89 621
Non	13,1	11,8	14,6	657	12,6	12,2	12,9	13 874
Données manquantes	F	...	...	F	0,1	0,0	0,1	71

F estimation non fournie en raison de la petite taille de l'échantillon
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001.

Tableau 3
Pourcentage d'hospitalisations au cours des deux années suivant l'entrevue de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 12 ans et plus atteinte de diabète de type 2, Canada, Québec et territoires non compris

		Intervalle de confiance à 95 %	
	%	de	à
Total	**24,0**	**22,2**	**25,9**
Caractéristiques sociodémographiques			
Groupe d'âge			
12 à 44 ans	11,7	8,4	16,0
45 à 64 ans	17,1	14,8	19,6
65 ans et plus	33,6	30,6	36,8
Sexe			
Hommes	24,0	21,5	26,6
Femmes	24,0	21,4	26,8
Quintile de revenu du ménage			
Inférieur	31,1	23,2	40,4
Moyen-inférieur	33,3	28,0	39,1
Moyen	28,3	24,7	32,2
Moyen-supérieur	20,4	17,7	23,5
Supérieur	16,3	13,1	20,3
Données manquantes	22,5	17,5	28,4
Lieu de résidence			
Urbain	23,7	21,6	26,0
Rural	25,1	21,8	28,6
État de santé			
Autres problèmes de santé chroniques			
Non	12,5	9,9	15,5
Oui	28,0	25,9	30,2
Hospitalisation antérieure			
Non	19,4	17,6	21,3
Oui	53,5	48,2	58,7
Répercussions des problèmes de santé			
Souvent	37,4	33,5	41,5
Parfois	28,0	24,2	32,1
Jamais	14,5	12,5	16,8
Facteurs de risque			
Indice de masse corporelle (IMC)			
Insuffisance pondérale	28,6[E]	18,8	40,8
Poids normal	23,7	20,4	27,4
Embonpoint	24,5	21,3	28,0
Obésité	23,1	20,3	26,1
Indice de l'activité physique			
Actif(ve)	16,2	12,5	20,6
Modérément actif(ve)	17,1	14,2	20,6
Inactif(ve)	26,9	24,6	29,4
Usage du tabac			
N'a jamais fumé	19,3	16,2	22,8
Ancien(ne) fumeur(se)	26,5	24,0	29,0
Fumeur(se)	25,3	21,0	30,1
Consommation d'alcool			
Régulière	18,1	15,7	20,7
Occasionnelle	26,0	22,1	30,4
Ancien(ne) buveur(se) / n'a jamais bu	27,9	25,0	31,1
Consommation quotidienne de fruits et légumes			
Moins de 5 fois	24,7	22,3	27,2
5 fois ou plus	22,9	20,2	25,8
Trajectoire de soins			
Utilisation actuelle d'insuline			
Oui	34,9	30,1	39,9
Non	21,0	19,3	22,9
Consultation d'un PG (12 derniers mois)			
Oui	24,0	22,2	25,8
Non	24,2	16,6	33,9
Consultation d'un spécialiste (12 derniers mois)			
Oui	30,4	27,5	33,6
Non	19,2	17,2	21,4
Besoins de soins de santé non comblés			
Oui	28,1	23,1	33,7
Non	23,3	21,4	25,3

[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001.

d'hôpital a été refusée. Les prédicteurs de l'hospitalisation ont été déterminés grâce à la régression logistique multivariée. On a utilisé des poids normalisés pour assurer une représentation proportionnelle des répartitions selon la province, selon l'âge et selon le sexe des cas de diabète dans l'échantillon, ainsi que pour produire des intervalles de confiance de 95 % et les niveaux de signification (0,01 et 0,05).

La plupart des variables ont été calculées directement à partir de l'ESCC et de la BDMH (tableau 1). Par exemple, parmi les variables dérivées de l'ESCC, les « répercussions des problèmes de santé » représentent une mesure des effets à long terme des problèmes de santé mentale et physique sur les activités à la maison, au travail ou à l'école, et sur les autres activités : souvent, parfois ou jamais. La consultation de praticiens généraux et de spécialistes était fondée sur des questions distinctes concernant le nombre de visites chez le médecin au cours des 12 derniers mois.

Deux autres variables ont été dérivées du fichier couplé de l'ESCC et de la BDMH. La première vise à rendre compte des tendances régionales de l'utilisation des services hospitaliers, comme indicateur des variations régionales dans l'utilisation des services de soins de santé. Cette variable, qui est fondée sur l'ensemble de l'échantillon de l'ESCC couplé à toutes les hospitalisations dans un hôpital de soins de courte durée (sauf pour la grossesse/l'accouchement) au cours des deux années ayant suivi l'enquête, représente le ratio du nombre observé au nombre attendu d'hospitalisations dans chaque région sociosanitaire, une fois contrôlées les caractéristiques de la population de la région marquant un besoin : l'âge, le sexe, l'état de santé fonctionnel tel que mesuré au moyen du Health Utilities Index Mark 3 (HUI3), l'état de santé autodéclaré par rapport à l'année précédente, l'hospitalisation antérieure, les états comorbides, la situation d'usage du tabac, la consommation d'alcool et l'activité physique. La deuxième variable dérivée – l'hospitalisation antérieure – représente un marqueur de la gravité de la maladie et indique si le participant à l'enquête avait été admis à l'hôpital au cours de l'année ayant précédé l'entrevue de l'ESCC.

On a examiné le rôle des facteurs de risque, de la trajectoire de soins et des caractéristiques du système de santé sur les taux d'hospitalisation, toutes causes confondues, dans la cohorte DST2, en tenant compte des effets de l'âge, du sexe et du revenu du ménage[34,35].

Résultats

Les caractéristiques de la cohorte DST2 différaient de façon substantielle de celles des autres Canadiens (tableau 2). Cette cohorte était beaucoup plus âgée, beaucoup plus susceptible d'être de sexe masculin et avait tendance à avoir un revenu du ménage plus faible. Par exemple, presque la moitié (45 %) des membres de la cohorte étaient âgés de 65 ans et plus, comparativement à 16 % pour le reste de la population. Les membres de la cohorte étaient plus susceptibles d'avoir des problèmes de santé chroniques autres que le diabète et d'avoir été hospitalisés au cours de la dernière année. Ils étaient plus susceptibles que les autres Canadiens de faire de l'embonpoint ou de l'obésité et d'être inactifs physiquement, mais moins susceptibles d'être des fumeurs ou des buveurs réguliers. Des pourcentages plus élevés de personnes atteintes de diabète de type 2 avaient consulté un praticien général ou un spécialiste au cours de l'année ayant précédé l'entrevue de l'ESCC.

Compte tenu de leur état de santé généralement moins favorable, il n'est pas surprenant qu'au cours des deux années suivant leur participation à l'ESCC, presque le quart (24 %) des membres de la cohorte DST2 ont été admis à l'hôpital (tableau 3). Toutefois, tous les membres de la cohorte n'affichaient pas la même probabilité d'avoir été hospitalisé.

Comme il fallait s'y attendre, les taux d'hospitalisation étaient plus élevés chez les personnes plus âgées, qui vivaient dans des ménages à plus faible revenu, qui avaient des états comorbides ou

Tableau 4
Rapports de cotes corrigés exprimant la relation entre certaines caractéristiques et l'hospitalisation au cours des deux années suivant l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001, population à domicile de 12 ans et plus atteinte de diabète de type 2, Canada, Québec et territoires non compris

	Rapports de cotes corrigés	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à
Caractéristiques sociodémographiques			
Groupe d'âge			
12 à 44 ans†	1,0	...	...
45 à 64 ans	1,3	0,9	1,8
65 ans et plus	2,9**	2,1	4,1
Sexe			
Hommes†	1,0	...	...
Femmes	0,8*	0,7	1,0
Quintile de revenu du ménage			
Inférieur	1,3	0,9	2,0
Moyen-inférieur	1,3	1,0	1,8
Moyen	1,1	0,8	1,4
Moyen-supérieur	0,9	0,7	1,2
Supérieur†	1,0	...	...
Lieu de résidence			
Urbain†	1,0	...	...
Rural	0,9	0,7	1,1
État de santé			
Indice de l'état de santé (continu)	0,5**	0,4	0,7
Autres problèmes de santé chroniques			
Non†	1,0	...	...
Oui	1,5**	1,2	1,9
Hospitalisation antérieure			
Non†	1,0	...	...
Oui	3,0**	2,5	3,7
Répercussions des problèmes de santé			
Souvent	1,6**	1,3	2,0
Parfois	1,6**	1,3	2,0
Jamais†	1,0	...	...
Facteurs de risque			
Indice de masse corporelle (IMC)			
Insuffisance pondérale	0,9	0,6	1,4
Poids normal†	1,0	...	...
Embonpoint	1,0	0,8	1,2
Obésité	0,9	0,7	1,1
Indice de l'activité physique			
Actif(ve)†	1,0	...	...
Modérément actif(ve)	1,0	0,8	1,4
Inactif(ve)	1,4*	1,0	1,8
Usage du tabac			
N'a jamais fumé†	1,0	...	...
Ancien(ne) fumeur(se)	1,4**	1,2	1,7
Fumeur(se)	1,7**	1,4	2,2
Consommation d'alcool			
Régulière	0,7**	0,6	0,9
Occasionnelle†	1,0	...	...
Ancien(ne) buveur(se) / n'a jamais bu	1,0	0,8	1,2
Consommation quotidienne de fruits et légumes			
Moins de 5 fois	1,1	0,9	1,2
5 fois ou plus†	1,0	...	...
Trajectoire de soins			
Utilisation actuelle d'insuline			
Oui	1,7**	1,4	2,0
Non†	1,0	...	...
Consultation d'un PG (12 derniers mois)			
Oui	0,7**	0,5	0,9
Non†	1,0	...	...
Consultation d'un spécialiste (12 derniers mois)			
Oui	1,4**	1,2	1,6
Non†	1,0	...	...
Besoins de soins de santé non comblés			
Oui	0,9	0,7	1,1
Non†	1,0	...	...
Réponse du système (continu)	2,6**	1,8	3,7

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de celle pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
* valeur significativement différente de celle pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001; Base de données sur la morbidité hospitalière.

qui ont déclaré avoir été hospitalisées au cours de l'année ayant précédé l'entrevue de l'ESCC. Environ le tiers (34 %) des membres de la cohorte de 65 ans et plus avaient été hospitalisés, comparativement à 12 % de ceux de 14 à 44 ans. De même, environ le tiers des membres de la cohorte DST2 qui vivaient dans un ménage à faible revenu avaient été hospitalisés, comparativement à 16 % de ceux appartenant au quintile de revenu du ménage supérieur. En outre, 54 % des membres de la cohorte DST2 qui avaient été hospitalisés au cours de l'année ayant précédé l'ESCC ont été admis à l'hôpital au cours des deux années suivant l'entrevue, comparativement à 19 % de ceux qui n'avaient pas été hospitalisés auparavant. Les membres de la cohorte DST2 qui n'avaient jamais fumé étaient moins susceptibles que les anciens fumeurs ou les fumeurs (19 %, 27 % et 25 %, respectivement) d'être hospitalisé. Les buveurs réguliers avaient des taux d'hospitalisation plus faibles que les buveurs occasionnels ou les non-buveurs. Du point de vue de la trajectoire de soins, des pourcentages égaux de personnes qui avaient et n'avaient pas eu une consultation récente avec un praticien général ont été hospitalisées (24 %). Toutefois, 30 % de celles qui avaient consulté un spécialiste ont été hospitalisées, comparativement à 19 % de celles qui ne l'avaient pas fait.

Évidemment, de nombreuses caractéristiques associées aux taux élevés d'hospitalisation sont liées entre elles. Par exemple, les personnes âgées atteintes de diabète sont plus susceptibles que leurs homologues plus jeunes d'avoir d'autres problèmes de santé chroniques et d'avoir été hospitalisées auparavant. L'usage du tabac a tendance à être plus prévalent dans les groupes à faible revenu que dans les groupes à revenu élevé. Lorsque les effets confusionnels possibles d'autres variables étaient pris en compte, les facteurs comportant une association significative avec l'hospitalisation parmi les membres de la cohorte DST2 étaient les suivants : l'âge plus avancé, être de sexe masculin, l'indice de l'état de santé déclaré plus faible, la présence d'autres

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Le diabète est « sensible aux soins ambulatoires », c'est-à-dire qu'il est dans une large mesure gérable moyennant des soins appropriés dans la communauté.
- Des facteurs de risque bien connus, comme l'usage du tabac, la consommation d'alcool et l'activité physique, sont importants en ce qui a trait à la gestion de la maladie.
- On en sait peu sur le rôle des praticiens généraux et des spécialistes en ce qui a trait au risque d'hospitalisation des personnes atteintes de diabète.
- Les variations régionales dans l'utilisation des services de soins de santé laissent supposer que la probabilité d'hospitalisation peut rendre compte en partie de l'endroit où vit une personne.

Ce qu'apporte l'étude

- Les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001 ont été couplées aux données de la Base de données sur la morbidité hospitalière pour déterminer la trajectoire de soins et les facteurs du système de santé liés à la probabilité qu'une personne atteinte de diabète de type 2 serait hospitalisée au cours des deux années suivant l'enquête.
- Parmi les personnes atteintes de diabète de type 2, la consultation d'un spécialiste était associée à un risque plus élevé d'hospitalisation; il s'agit probablement d'un marqueur de la gravité de la maladie.
- Les tendances régionales de l'utilisation des services hospitaliers sont très significatives pour l'hospitalisation, toutes causes confondues.

problèmes de santé chroniques, les répercussions des problèmes de santé, l'inactivité physique, l'usage du tabac, la consommation d'alcool, l'utilisation d'insuline, les consultations de médecins et la réponse du système (région à fort ou à faible taux d'hospitalisation) (tableau 4).

Le prédicteur le plus puissant de l'hospitalisation au cours de la période de suivi de deux ans était l'hospitalisation antérieure (RC=3,0, IC de 95 % : 2,5 à 3,7). Les membres de la cohorte DST2 qui avaient consulté un spécialiste au cours de l'année ayant précédé leur participation à l'ESCC étaient plus susceptibles d'être admis à l'hôpital, comparativement à ceux qui n'avaient pas consulté de spécialiste (RC=1,4, IC de 95 % : 1,2 à 1,6). Par contre, les personnes qui avaient consulté un praticien général étaient moins susceptibles d'avoir été admises à l'hôpital au cours des deux années de suivi (RC=0,7, IC de 95 % : 0,5 à 0,9). Les membres de la cohorte vivant dans une région sociosanitaire où les taux d'hospitalisation étaient généralement élevés affichaient une cote exprimant le risque d'être hospitalisé au cours des deux années de suivi significativement plus élevée (RC=2,6, IC de 95 % : 1,8 à 3,7).

Discussion

Le couplage des données de l'ESCC et de la BDMH a permis de cerner un certain nombre de facteurs comportant un lien significatif avec l'hospitalisation, toutes causes confondues, des personnes atteintes de diabète de type 2. Comme le diabète est dans une large mesure un problème de santé sensible aux soins ambulatoires, on présume que l'hospitalisation est un indicateur indirect d'un mauvais résultat.

L'âge est évidemment un facteur important. En outre, les femmes atteintes de diabète avaient un risque plus faible d'hospitalisation que les hommes. L'usage du tabac, passé et actuel, était un prédicteur puissant de l'hospitalisation; la consommation régulière d'alcool, quant à elle, avait un effet protecteur[36]. Comme il fallait s'y attendre, la présence d'un ou de plusieurs autres problèmes de santé chroniques, l'hospitalisation antérieure et l'effet des problèmes de santé physiques et mentaux à long terme sur la vie quotidienne étaient des prédicteurs puissants de l'hospitalisation.

Les membres de la cohorte DST2 qui avaient consulté un spécialiste au cours des 12 mois précédant leur participation à l'ESCC, avaient un risque d'hospitalisation au cours des deux années suivantes significativement plus élevé. Évidemment, la consultation d'un spécialiste n'était pas la « cause » de l'hospitalisation. Elle était plutôt le reflet de la gravité de la maladie.

Au niveau du système de soins de santé, les membres de la cohorte DST2 vivant dans des régions sociosanitaires à forte utilisation des services hospitaliers affichaient une cote exprimant le risque d'être hospitalisé significativement élevée.

Limites

La présente analyse comporte plusieurs limites, dont la principale, dans le cas de l'ESCC, est la dépendance à l'égard de données autodéclarées. Dans le cadre d'une étude antérieure, on a déterminé qu'environ seulement 75 % des personnes ayant reçu un diagnostic de diabète de la part d'un médecin avaient déclaré ce problème de santé à l'ESCC, et leurs caractéristiques diffèrent de celles des personnes qui déclarent être atteintes de diabète[37].

Les analyses se limitent aux hospitalisations dans les hôpitaux de soins de courte durée. On ne fournit pas d'information sur l'utilisation des services d'urgence, où les problèmes liés au diabète, comme l'hyperglycémie, sont souvent traités. Par conséquent, l'utilisation des services hospitaliers par les patients atteints de diabète n'est pas complètement représentée.

Étant donné que l'ESCC ne comprend pas les personnes vivant en établissement, le couplage avec les données hospitalières se limite nécessairement à la population à domicile. Une étude d'évaluation des données couplées a montré un taux élevé de sous-dénombrement chez les personnes de 75 ans et plus, dont de nombreuses vivent en établissement[38]. Par conséquent, les données présentées ici sous-estiment probablement l'importance du lien entre le diabète et l'hospitalisation. Par ailleurs, les résidents du Québec ont été exclus des analyses.

L'analyse aurait été plus concluante s'il avait été possible d'inclure la nature des soins reçus par les participants à l'enquête comme facteur possible de la cote exprimant leur risque d'être hospitalisé.[39] Toutefois, ces données n'ont pas été recueillies dans le cadre de l'ESCC de 2000-2001. De tels renseignements (par exemple, sur l'utilisation du test d'hémoglobine « A1C », les soins des pieds et les examens des yeux) ont été recueillis en 2005, grâce au cycle 3.1 de l'ESCC, mais les données nécessaires pour examiner l'utilisation des services hospitaliers après cette date ne sont pas encore disponibles.

Il faut aussi examiner la taille de l'échantillon. Même si l'échantillon de l'ESCC a été conçu pour permettre la déclaration de divers problèmes de santé au niveau de la région sociosanitaire, l'étude porte sur un groupe relativement petit, à savoir les personnes atteintes de diabète de type 2, et sur un résultat comportant une faible probabilité, c'est-à-dire l'hospitalisation. De ce fait, il est impossible d'effectuer une analyse au niveau provincial, à plus forte raison au niveau de la région sociosanitaire. Pour remédier au problème des petites tailles d'échantillon, la combinaison d'enquêtes pourrait constituer une option à l'avenir.

L'étude n'a pas permis de tenir compte des variables cliniques liées à l'hospitalisation, comme les caractéristiques physiologiques, les diagnostics et les traitements.

Conclusion

Lorsque les effets des caractéristiques démographiques, socioéconomiques et de l'état de santé étaient pris en compte, l'inactivité physique et l'usage du tabac, passé et actuel, comportaient un lien significatif avec une probabilité plus

grande d'hopitalisation, toutes causes confondues, des personnes atteintes de diabète de type 2. La consultation de spécialistes était associée positivement à l'hospitalisation, mais ce lien était négatif pour la consultation de praticiens généraux. Toutefois, le fait de consulter un spécialiste n'est probablement pas un facteur de risque d'hospitalisation, mais plutôt un marqueur de la gravité de la maladie. Les tendances régionales de l'utilisation des services hospitaliers étaient aussi très significatives pour l'hospitalisation, toutes causes confondues. La question à savoir si ces facteurs demeureraient importants pour l'hospitalisation liée exclusivement au diabète pourrait faire l'objet de futurs travaux d'analyse. ■

Références

1. Le Conference Board du Canada, *Mortality Due to Diabetes,* disponible à l'adresse http://sso.conferenceboard.ca/HCP/Details/Health.aspx, document consulté le 29 décembre 2009.
2. Agence de la santé publique du Canada, *Diabète au Canada : statistiques nationales et possibilités d'accroître la surveillance, la prévention et la lutte,* disponible à l'adresse http://www.phac-aspc.gc.ca/publicat/dic-dac99/index-fra.php.
3. Statistique Canada, *Les pricipales causes de décès au Canada, 2000 à 2004* (n° 84-215-X au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 2008.
4. C. Sanmartin et J. Gilmore, « Les soins de santé pour le diabète au Canada : résultats pour certaines provinces, 2005 », *Votre collectivité, votre santé : Résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)* (Statistique Canada, n° 82-621-XWF au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 2006.
5. Santé Canada, *Le fardeau économique de la maladie au Canada,* Ottawa, ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux Canada, 2002.
6. J.A. O'Brien, A.R. Patrick et J.J. Caro, « Cost of managing complications resulting from type 2 diabetes mellitus in Canada », *BMC Health Services Research*, 3(7), 2003, p. 1-11.
7. M. Ahern et M. Hendryx, « Avoidable hospitalizations for diabetes: comorbidity risks », *Disease Management*, 10(6), 2007, p. 347.
8. A.M. Tomlin, M.W. Tilyard, S.M. Dovey et A.G. Dawson, « Hospital admissions in diabetic and non-diabetic patients: A case-control study », *Diabetes Research & Clinical Practice*, 73(3), 2006, p. 260-267.
9. S. Bo, G. Ciccone, G. Grassi *et al.*, « Patients with type 2 diabetes had higher rates of hospitalization than the general population », *Journal of Clinical Epidemiology*, 57(11), 2004, p. 1196-1201.
10. G. Olveira-Fuster, P. Olvera-Márquez, F. Carral-Sanlaureano *et al.*, « Excess hospitalization, hospital days, and inpatient costs among people with diabetes in Andalusia, Spain », *Diabetes Care*, 27(8), 2004, p. 1904-1909.
11. Institut canadien d'information sur la santé, *Tendances des dépenses nationales de santé : 1975 à 2007*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2007.
12. Institut canadien d'information sur la santé, *Un cadre d'analyse des résultats pour la santé : études de cas sur le diabète et la dépression*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2008.
13. C. Sanmartin, J. Zelmer, K. McGrail *et al.*, « A framework for assessing health outcomes of health services », *Rapports sur la santé* (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue), à paraître.
14. G. De Brardis, F. Pellegrini, M. Franciosi *et al.*, « Quality of care and outcomes in Type 2 diabetic patients: a comparison between general practice and diabetes clinic », *Diabetes Care*, 27(2), 2004, p. 398-406.
15. M.H. Chin, J.X. Zhang et K. Merrell, « Specialty differences in the care of older patients with diabetes », *Medical Care*, 38(2), 2000, p. 131-140.
16. B.R. Shah, J.E. Hux, A. Laupacis *et al.*, « Clinical inertia in response to inadequate glycemic control: do specialists differ from primary care physicians? », *Diabetes Care*, 28(3), 2005, p. 600-606.
17. B.R. Shah, J.E. Hux, A. Laupacis *et al.*, « Diabetic patients with prior specialist care have better glycemic control than those with prior primary care », *Journal of Evaluation in Clinical Practice*, 11(6), 2005, p. 568-575.
18. F.A. McAlister, S.R. Majumdar, D.T. Eurich et J.A. Johnston, « The effect of specialist care within the first year on subsequent outcomes in 24,232 adults with new onset diabetes mellitus: population-based cohort study », *Quality & Safety in Health Care*, 16(1), 2007, p. 6-11.
19. E.S. Fisher, D.E. Wennberg, T.A. Stukel *et al.*, « The implications of regional variations in medicare spending. Part 1: The content, quality, and accessibility of care », *Annals of Internal Medicine*, 138(4), 2003, p. 273-287.
20. E.S. Fisher, D.E. Wennberg, T.A. Stukel *et al.*, « The implications of regional variations in medicare spending. Part 2: Health outcomes and satisfaction with care », *Annals of Internal Medicine*, 138(4), 2003, p. 288-298.
21. N.P. Roos, G. Flowerdew, A. Wajda et R.B. Tate, « Variations in physicians hospitalization practices - A population-based Study in Manitoba, Canada », *American Journal of Public Health*, 76(1), 1986, p. 45-51.
22. J. Wennberg et A. Gittelsohn, « Small area variations in health-care delivery », *Science,* 182(4117), 1983, p. 1102-1107.
23. R.D. Hays, A.W. Smith, B.B. Reeve *et al.*, « Cigarette smoking and health-related quality of life in Medicare beneficiaries », *Health Care Financing Review*, 29, 2008, p. 57-67.
24. F.A. De Jong, A. Sparreboom, J. Verweij et R.H. Mathijssen, « Lifestyle habits as a contributor to anti-cancer treatment failure », *Journal of General Internal Medicine,* 23, 2008, p. 48-53.
25. Statistique Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), Information détaillée pour 2000-2001 (cycle 1.1)*, disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SurvId=3226&SurvVer=0&InstaId=15282&InstaVer=1&SDDS=3226&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2.
26. Fondation des maladies du coeur du Canada, *Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada 2000* (nº au catalogue de Statistique Canada : 82F0076XIF), Ottawa, 1999.

27. H. Johansen, C. Nair, L. Mao et M. Wolfson, « Issues de la revascularisation et de la crise cardiaque », *Rapports sur la santé*, 13(2), 2002, p. 41-55 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).

28. H. Johansen, B. Strauss, J.M.O. Arnold *et al.*, « On the rise: The current and projected future burden of congestive heart failure hospitalization in Canada », *Canadian Journal of Cardiology*, 19(4), 2003.

29. R. Lawder, A. Elders et D. Clark, *Using the Linked Scottish Health Survey to Predict Hospitalisation and Death*, Main Report, 2007, NHS Health Scotland and Information Services, disponible à l'adresse www.scotpho.org.uk/linkedshesreport (document consulté en janvier 2009).

30. E. Ng, K. Dasgupta et J.A. Johnson, « Un algorithme permettant de différencier les diabétiques qui participent à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes », *Rapports sur la santé*, 19(1), 2008, p. 77-86 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).

31. J.A. Johnson, S.L. Pohar et S.R. Majumdar, « Health care use and costs in the decade after identification of type 1 and type 2 diabetes: a population-based study », *Diabetes Care*, 29, 2006, p. 2403-2408.

32. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête,* 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, nº 12-001 au catalogue).

33. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research,* 5(3), 1996, p. 281-310.

34. G. Evans, M. Barer et T. Marmor, eds. *Why Are Some People Healthy and Others Not?: The Determinants of Health of Populations,* Hawthorne, New York, Walter de Gruyter, Inc., 1994.

35. Institut canadien d'information sur la santé, *Améliorer la santé des Canadiens, 2007-2008*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2008.

36. M. Criqui et B. Golomb, « Should patients with diabetes drink to their health? », *Journal of the American Medical Association*, 282(3), 1999, p. 279-280.

37. B.R. Shah et D.G. Manuel, « Self-reported diabetes is associated with self-management behaviour: a cohort study », *BMC Health Services Research*, 8, 2008, p. 142.

38. M. Rotermann, « Évaluation de la couverture des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes couplées aux dossiers de malades hospitalisés », *Rapports sur la santé*, 20(1), 2009, p. 49-57 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).

39. C. Giorda, A. Petrelli et R. Gnavi, « Regional Board for Diabetes Care of Piemonte. The impact of second-level specialized care on hospitalization in persons with diabetes: a multilevel population-based study », *Diabetes Medicine,* 23(4), p. 337.

Tendances régionales de risques d'infections transmises sexuellement en Colombie-Britannique

par Kathleen N. Deering, Mark W. Tyndall et Mieke Koehoorn

Résumé

Contexte
Même si les taux d'infections transmises sexuellement (ITS) ont tendance à être plus élevés dans les régions urbaines du Canada, on a noté récemment des taux supérieurs à la moyenne dans les régions sociosanitaires du Nord de la province de la Colombie-Britannique.

Données et méthodes
On a utilisé les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes menée en 2005 pour examiner les risques liés au comportement sexuel selon la région géographique et l'âge en Colombie-Britannique. L'étude a porté sur deux résultats : un diagnostic antérieur d'ITS et la non-utilisation d'un condom au moment des dernières relations sexuelles. Les régions ont été réparties entre les régions métropolitaines et non métropolitaines (du Nord, représentant les collectivités plus rurales et éloignées, et du Sud). On a utilisé la régression logistique multidimensionnelle pour déterminer les associations entre les deux résultats et la région, l'âge et d'autres variables sociodémographiques. Les poids normalisés ont tenu compte du plan d'échantillonnage.

Résultats
Dans l'analyse corrigée, l'âge plus élevé (25 à 49 ans) et le fait d'être une femme comportaient une association significative avec le fait d'avoir déjà eu une ITS et la non-utilisation d'un condom au moment des dernières relations sexuelles. Le fait d'être un non-buveur était inversement associé au résultat précédent et le fait d'être un buveur occasionnel, inversement associé aux deux résultats précédents, comparativement au fait d'être un buveur régulier. Dans les modèles stratifiés selon la région géographique, le lien entre l'âge plus élevé et la non-utilisation d'un condom était particulièrement fort dans les régions non métropolitaines du Nord.

Interprétation
Les résultats font ressortir l'importance de tenir compte des personnes plus âgées au moment de la conception d'interventions de prévention des ITS, particulièrement dans les régions non métropolitaines et dans les régions rurales et éloignées, où l'accès au dépistage et au traitement peut être limité.

Mot-clés
Comportement à risque, comportement sexuel, condom, maladie transmissible sexuellement, santé en milieu rural, services de santé ruraux.

Auteurs
Kathleen N. Deering (1-604-314-4350; kdeering@cfenet.ubc.ca) travaille à l'École de la santé de la population et de la santé publique de l'Université de la Colombie-Britannique, Vancouver (Colombie-Britannique) V6T 1Z3. Mark W. Tyndall travaille à la Faculté de médecine, et Mieke Koehoorn, à l'École de la santé de la population et de la santé publique de l'Université de la Colombie-Britannique.

Depuis 1997, les taux d'infections transmises sexuellement (ITS) ont augmenté au Canada. En 2007, on comptait 224,0 cas déclarés de chlamydia génitale pour 100 000 habitants, soit plus de 70 % de plus qu'en 1997[1]. Le taux de gonorrhée cette année-là était beaucoup plus faible – soit 36,1 cas pour 100 000 habitants, mais il était supérieur de 120 % par rapport à 1997. En outre, même si les cas déclarés de syphilis infectieuse étaient relativement rares, soit 3,7 cas pour 100 000 habitants en 2007, ce taux avait néanmoins quintuplé comparativement à celui de 1997.

Généralement, les ITS se concentrent dans les régions urbaines au Canada[2,3]. Toutefois, les recherches récentes montrent que la prévalence de certaines ITS augmente dans les régions non métropolitaines. C'est ce que l'on a observé dans la province canadienne de la Colombie-Britannique, où les taux dans les régions sociosanitaires du Nord ont dépassé la moyenne provinciale au cours des dernières années[4]. Les cycles d'expansion et de ralentissement des industries à base de ressources dans ces régions peuvent constituer un facteur de l'augmentation des taux d'ITS[5-12], ce genre de modèle économique étant associé à des hausses du comportement sexuel à risque[7-12].

Selon l'Agence de la santé publique du Canada, les facteurs de risque des ITS comprennent le fait d'avoir moins de 25 ans, les relations sexuelles non protégées, le fait d'avoir déjà eu une ITS et le fait d'avoir eu un nouveau partenaire sexuel ou plus de deux partenaires sexuels au cours des six derniers mois[13]. Par ailleurs, les taux d'ITS ont tendance à être élevés dans les régions urbaines[2,3].

L'attention va principalement aux adolescents ou aux jeunes adultes, étant donné qu'ils sont souvent plus à risque de contracter une infection[3,14,15]. Ceux qui vivent dans les régions sociosanitaires du Nord font face à des obstacles particuliers en ce qui a trait au dépistage et au traitement des ITS, y compris l'inaccessibilité géographique et les heures limitées d'ouverture des cliniques, les normes sociales locales et les interactions négatives avec les

fournisseurs de soins de santé au niveau local[9,11]. Il peut exister des obstacles similaires pour les Canadiens plus âgés, mais les recherches sont moins nombreuses sur les risques d'ITS chez les adultes.

La présente étude repose sur des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de Statistique Canada menée en 2005 et porte sur le rapport entre l'âge, la région géographique et les facteurs de risque d'ITS en Colombie-Britannique. En 2005, lorsque l'enquête a été menée, la population de la province se chiffrait à environ 4,3 millions d'habitants.

Méthodes

Échantillon de l'étude

Les participants à l'enquête de 15 à 49 ans en Colombie-Britannique qui ont répondu « oui » à la question « Avez-vous déjà eu des relations sexuelles? » du module sur le comportement sexuel de l'ESCC (2005) ont été inclus dans cette étude. Toutefois, ceux qui n'avaient jamais eu de relations sexuelles n'ont pas eu à répondre aux questions du module et ont par conséquent été exclus de l'analyse (figure 1).

Mesures

Deux résultats ont été examinés : 1) diagnostic antérieur d'ITS; et 2) non-utilisation d'un condom au moment des dernières relations sexuelles[16,17]. Ces deux résultats font partie des risques d'ITS mentionnés dans les *Lignes directrices canadiennes pour les MTS*[13] et dans des recherches antérieures[18-21].

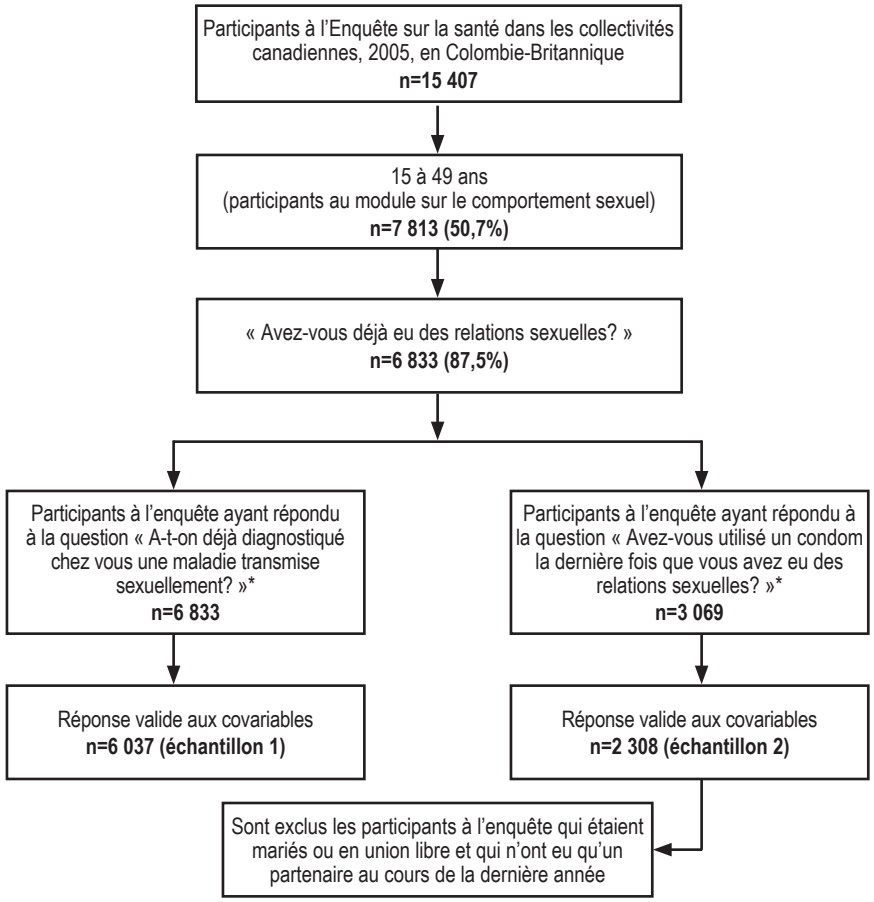
La question concernant le diagnostic antérieur d'ITS a été posée aux résidents de la Colombie-Britannique de 15 à 49 ans qui avaient eu des relations sexuelles au cours des 12 derniers mois (n=6 833).

Dans le cas de l'utilisation du condom, Statistique Canada a précisé le sous-échantillon de façon à englober une population présentant un risque plus élevé d'ITS. La question sur l'utilisation du condom a été posée aux personnes qui avaient eu des relations sexuelles au cours des 12 derniers mois, qui n'étaient pas mariées/en union libre ou qui étaient mariées/en union libre, mais qui avaient eu plus d'un partenaire sexuel au cours de la dernière année (n=3 069).

Pour chaque résultat, les participants à l'enquête qui ont répondu « oui » ou « non » et qui ont fourni des réponses valides aux autres variables utilisées dans la présente analyse ont été inclus dans les sous-échantillons d'analyse finaux : n=6 037 et n=2 308, respectivement.

La région a été définie comme métropolitaine et non métropolitaine, les régions non métropolitaines étant par la suite réparties entre le Nord et le Sud de la province. La base de données diffusée dans le public comportait une agrégation des participants à l'enquête de la Colombie-Britannique en 15 strates fondées sur 16 régions sociosanitaires[16]. Dans la présente analyse, afin d'évaluer les différences géographiques, 2 des 15 strates ont été catégorisées comme « non métropolitaines du Nord » (et

Figure 1
Calcul des échantillons de l'étude des résultats des risques liés au comportement sexuel



* Les participants à l'enquête sélectionnés pour le module sur le comportement sexuel de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes qui ont fourni des réponses « Oui », « Ne sait pas », « Aucune réponse » ou « Non déclaré » à la question « Avez-vous déjà eu des relations sexuelles? » ont dû répondre aux questions subséquentes, y compris « A-t-on déjà diagnostiqué chez vous une maladie transmise sexuellement? » et « Avez-vous utilisé un condom la dernière fois que vous avez eu des relations sexuelles? »; les participants qui ont répondu « Non » n'ont pas eu à répondre aux questions subséquentes du module. L'échantillon 2 ne comprenait que les participants à l'enquête qui avaient eu des relations sexuelles au cours de la dernière année et qui n'étaient pas mariés/en union libre, ou qui étaient mariés/en union libre, mais qui avaient eu plus d'un partenaire sexuel au cours de la dernière année.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

représentant plus de la moitié de la superficie de la province et environ 8 % de la population[22,23]); 8 ont été catégorisées comme « non métropolitaines du Sud » et 5, comme « métropolitaines » (région urbaine comptant une population d'au moins 100 000 habitants). On est parti de l'hypothèse que la probabilité d'avoir une ITS serait plus élevée dans les régions métropolitaines que dans les régions non métropolitaines[4], et que la non-utilisation de condoms serait plus élevée dans les régions non métropolitaines, particulièrement dans le Nord, en raison de l'accès plus restreint aux cliniques d'ITS[9-11] et des taux plus élevés d'ITS observés récemment là-bas[4].

Deux groupes d'âge ont été définis pour cette étude : 15 à 24 ans et 25 à 49 ans. On est parti de l'hypothèse que la cote exprimant le risque d'avoir eu une ITS était plus élevée dans le groupe plus âgé, du fait du plus grand nombre d'années possibles d'activité sexuelle que chez les personnes plus jeunes, et parce que les membres de ce groupe étaient moins susceptibles d'avoir utilisé des condoms parce qu'ils percevaient leurs rapports comme plus stables et qu'ils se considéraient comme moins à risque. Selon les études antérieures, on est parti de l'hypothèse que les femmes étaient moins susceptibles que les hommes de déclarer utiliser des condoms et plus susceptibles d'avoir eu une ITS[14,24-28]. Par ailleurs, on s'attendait à ce que le fait d'être marié/en union libre réduise la cote exprimant le risque d'avoir eu une ITS[29]. Les catégories « marié » et « en union libre » comprenaient les partenaires de même sexe, ainsi que les

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Même si les taux d'infections transmises sexuellement (ITS) ont tendance à être élevés dans les régions urbaines, les recherches récentes montrent que la prévalence de certaines ITS augmente dans les régions non métropolitaines.
- Des taux relativement élevés d'ITS ont été enregistrés dans les régions sociosanitaires du Nord de la Colombie-Britannique.
- On met beaucoup l'accent sur les risques d'ITS chez les jeunes, mais peu de recherches sont consacrées aux risques chez les Canadiens adultes, particulièrement dans les régions du Nord.

Ce qu'apporte l'étude

- Les résidents de régions non métropolitaines du Sud de la Colombie-Britannique étaient significativement moins susceptibles que ceux de régions métropolitaines d'avoir eu une ITS; quant à la non-utilisation d'un condom, elle ne variait pas significativement selon la région.
- Peu importe la région de résidence, le fait d'être plus âgé (25 à 49 ans) comportait une association significative avec la non-utilisation de condoms.
- Les femmes étaient plus susceptibles que les hommes d'avoir eu une ITS et de ne pas avoir utilisé de condom au moment de leurs dernières relations sexuelles.

Tableau 1
Certaines caractéristiques des échantillons de l'étude des résultats des risques liés au comportement sexuel, population à domicile de 15 à 49 ans, Colombie-Britannique, 2005

	Échantillon 1 Réponses valides à la question « A-t-on déjà diagnostiqué chez vous une maladie transmise sexuellement? » et aux covariables (n=6 037)	Échantillon 2 Réponses valides à la question « Avez-vous utilisé un condom la dernière fois que vous avez eu des relations sexuelles? »† et aux covariables (n=2 308)
	%	%
Total	**100,0**	**100,0**
Région géographique		
Non métropolitaine du Nord	7,2	5,7
Non métropolitaine du Sud	36,4	35,4
Métropolitaine	56,4	58,9
Groupe d'âge		
15 à 24 ans	20,6	48,3
25 à 49 ans	79,4	51,7
Sexe		
Hommes	49,5	54,7
Femmes	50,5	45,3
État matrimonial		
Marié(e)	49,5	2,7
Union libre	11,4	2,0
Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e)	6,8	13,8
Célibataire/jamais marié(e)	32,3	81,4
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires	8,4	11,9
Diplôme d'études secondaires	17,6	20,5
Études postsecondaires partielles	15,0	21,7
Diplôme postsecondaire	58,9	45,9
Type de buveur		
Non-buveur actuel	12,0	6,3
Buveur occasionnel	15,0	13,1
Buveur régulier	73,0	80,6

† a eu des relations sexuelles au cours de la dernière année et n'était pas marié/en union libre ou était marié/en union libre, mais a eu plus d'un partenaire sexuel au cours de la dernière année
Nota : Sont exclues les personnes qui n'ont jamais eu de relations sexuelles.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

partenaires hétérosexuels, mais il n'était pas possible de faire de distinction entre les deux. Étant donné que la consommation d'alcool a été associée à un comportement sexuel à risque[30,31] (et, par conséquent, éventuellement aux ITS), elle a été incluse dans les modèles comme variable confusionnelle possible. La consommation d'alcool a été répartie entre les non-buveurs actuels, les buveurs occasionnels et les buveurs réguliers. On a utilisé le niveau de scolarité plutôt que le revenu comme indicateur de la situation socioéconomique, le niveau de scolarité comportant moins de données manquantes et le revenu ne représentant pas la meilleure mesure pour les participants à l'enquête plus jeunes.

Analyse

Des estimations de la prévalence pondérée et des intervalles de confiance de 95 % ont été calculées pour les caractéristiques de l'échantillon et chaque résultat, selon l'âge et la région. Un modèle a été créé pour le diagnostic antérieur d'ITS et la non-utilisation de condoms au moment des dernières relations sexuelles. Les variables associées à chaque résultat au niveau bidimensionnel ($p < 0,10$) au moyen du test du rapport de vraisemblance ont été entrées dans le modèle de régression logistique multidimensionnel (corrigé). La région a été forcée dans le modèle, afin de déterminer le rapport entre cette variable et les résultats. Dans le cas de la non-utilisation d'un condom au moment des dernières relations sexuelles, on a créé des modèles stratifiés selon les niveaux géographiques pour explorer l'interaction entre l'âge et la région. Les modèles ont été corrigés pour tenir compte de l'âge, du sexe, de l'état matrimonial et du niveau de scolarité. Les valeurs p déclarées sont bilatérales, et les rapports de cotes sont déclarés selon des intervalles de confiance de 95 %. Des poids d'échantillonnage normalisés ont été appliqués à toutes les analyses, afin de tenir compte du plan d'échantillonnage complexe[17,32]. L'analyse a été effectuée au moyen du logiciel SAS/STAT version 9 (Droits d'auteur, SAS Institute Inc., 2005).

Tableau 2
Pourcentage des participants à l'enquête ayant déclaré des résultats des risques liés au comportement sexuel, selon le groupe d'âge, population à domicile de 15 à 49 ans, Colombie-Britannique, 2005

Groupe d'âge/ Résultat des risques liés au comportement sexuel	Total			Régions non métropolitaines du Nord			Régions non métropolitaines du Sud			Régions métropolitaines		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
	%	de	à	%	de	à	%	de	à	%	de	à
A déjà reçu un diagnostic d'infection transmise sexuellement												
Total	9,2	8,3	10,1	8,2	5,7	10,7	8,1	6,8	9,5	10,0	8,7	11,3
15 à 24 ans	5,5	3,9	7,0	2,9	0,7	5,1	4,2	2,4	6,1	6,7	4,2	9,3
25 à 49 ans	10,2	9,1	11,2	9,7	6,5	12,8	9,2	7,6	10,9	10,8	9,3	12,3
N'a pas utilisé de condom au moment des dernières relations sexuelles†												
Total	44,3	41,6	47,1	44,8	36,8	52,8	45,9	41,6	50,1	43,4	39,6	47,2
15 à 24 ans	33,0	28,9	37,0	28,7	18,0	39,5	34,5	28,1	40,9	32,4	26,7	38,1
25 à 49 ans	54,9	51,5	58,4	62,7	52,6	72,7	58,0	52,5	63,5	52,7	47,9	57,4

† a eu des relations sexuelles au cours de la dernière année et n'était pas marié/en union libre ou était marié/en union libre, mais a eu plus d'un partenaire sexuel au cours de la dernière année
Nota : Sont exclues les personnes qui n'ont jamais eu de relations sexuelles.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

Résultats

Caractéristiques de l'échantillon

Compte tenu des critères d'inclusion et d'exclusion utilisés par Statistique Canada pour les questions comprises dans le module sur le comportement sexuel, les deux échantillons d'analyse différaient selon l'âge et l'état matrimonial (tableau 1). Le niveau de scolarité et le type de buveur variaient aussi d'un échantillon à l'autre, mais dans une moins large mesure. Le niveau plus élevé de scolarité de l'échantillon 1 rend compte du pourcentage plus élevé de participants à l'enquête plus âgés par rapport à l'échantillon 2.

Les échantillons ont été répartis également selon le sexe, même si les femmes étaient légèrement sous-représentées dans l'échantillon 2. La majorité des participants à l'enquête des deux échantillons vivaient dans des régions métropolitaines de la Colombie-Britannique; de 6 % à 7 % vivaient dans des régions non métropolitaines du Nord.

Comportements sexuels

Un peu plus de 9 % des résidents de la Colombie-Britannique de 15 à 49 ans sexuellement actifs ont déclaré avoir déjà eu une ITS (tableau 2). Peu importe l'âge, les pourcentages les plus élevés se retrouvaient dans les régions métropolitaines; 6,7 % chez les 15 à 24 ans; 10,8 % chez les 25 à 49 ans.

Parmi les personnes qui avaient eu des relations sexuelles au cours de la dernière année et qui n'étaient pas mariées/en union libre, ou qui étaient mariées/en union libre, mais qui avaient eu plus d'un partenaire sexuel au cours de la dernière année, 44,3 % ont déclaré ne pas avoir utilisé de condom la dernière fois qu'elles avaient eu des relations sexuelles. Chez les 25 à 49 ans, le pourcentage était le plus élevé dans les régions non métropolitaines du Nord, soit 62,5 %, comparativement à 58,0 % dans les régions non métropolitaines du Sud et à 52,7 % dans les régions métropolitaines. Chez les 15 à 24 ans, le pourcentage ne

Tableau 3
Rapports de cotes non corrigés et corrigés reliant les résultats des risques liés au comportement sexuel à certaines caractéristiques, population à domicile de 15 à 49 ans, Colombie-Britannique, 2005

	A déjà reçu un diagnostic d'infection transmise sexuellement						N'a pas utilisé de condom au moment des dernières relations sexuelles					
	Rapport de cotes non corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes non corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristiques		de	à		de	à		de	à		de	à
Région géographique												
Non métropolitaine du Nord	0,79*	0,66	0,96	0,82	0,57	1,18	1,10	0,74	1,52	1,15	0,79	1,67
Non métropolitaine du Sud	0,87	0,73	1,03	0,79*	0,65	0,96	1,11	0,93	1,32	1,15	0,96	1,39
Métropolitaine†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Test du rapport de vraisemblance (valeur p)	6,37 (p=0,040)						1,31 (p=0,52)					
Groupe d'âge												
15 à 24 ans†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
25 à 49 ans	1,96*	1,57	2,44	2,67*	1,96	3,62	2,48*	2,09	2,94	2,47*	2,05	2,97
Test du rapport de vraisemblance (valeur p)	32,49 (p<0,001)						113,0 (p<0,001)					
Sexe												
Femmes	1,27*	1,07	1,52	1,31*	1,09	1,57	1,45*	1,23	1,71	1,52*	1,28	1,80
Hommes†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Test du rapport de vraisemblance (valeur p)	7,28 (p=0,007)						19,10 (p<0,001)					
État matrimonial												
Marié(e)	0,90	0,76	1,10	0,64*	0,51	0,81	...	...	...	...	...	...
Union libre	1,65*	1,26	2,16	1,27	0,96	1,69	...	...	...	...	...	...
Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e)	1,76*	1,28	2,42	1,19	0,85	1,67	...	...	...	...	...	...
Célibataire/jamais marié(e)†	1,00	...	...	1,00	...	...		...	...		...	...
Test du rapport de vraisemblance (valeur p)	34,79 (p<0,001)											
Niveau de scolarité												
Pas de diplôme d'études secondaires	0,74	0,55	1,00	1,00	0,69	1,44	0,46*	0,35	0,61	0,70*	0,52	0,95
Diplôme d'études secondaires	0,78*	0,63	0,96	0,93	0,71	1,20	0,65*	0,52	0,80	0,94	0,74	1,19
Études postsecondaires partielles	1,32*	1,08	1,60	1,60*	1,25	2,03	0,86	0,69	1,07	1,21	0,96	1,54
Diplôme postsecondaire†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Test du rapport de vraisemblance (valeur p)	14,82 (p=0,002)						38,60 (p<0,001)			...		
Type de buveur												
Non-buveur actuel	0,61*	0,44	0,83	0,59*	0,43	0,81	0,64*	0,45	0,91	0,89	0,68	1,13
Buveur occasionnel	0,77	0,59	1,00	0,74*	0,57	0,97	0,85	0,67	1,09	0,58*	0,41	0,84
Buveur régulier†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Test du rapport de vraisemblance (valeur p)	13,50 (p=0,001)						7,36 (p=0,025)					

* estimation significativement différente de celle pour la catégorie de référence
† catégorie de référence
... n'ayant pas lieu de figurer
Notes : Sont exclues les personnes qui n'ont jamais eu de relations sexuelles. L'état matrimonial a été supprimé du modèle pour « N'a pas utilisé de condom au moment des dernières relations sexuelles », parce que l'échantillon comprend uniquement les participants à l'enquête qui ont eu des relations sexuelles au cours de la dernière année et qui n'étaient pas mariés/en union libre ou qui étaient mariés/en union libre, mais qui ont eu plus d'un partenaire sexuel au cours de la dernière année.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

différait pas de façon substantielle selon la région (autour de 45 %).

Facteurs liés au fait d'avoir une ITS

Au niveau bidimensionnel, toutes les variables de l'étude comportaient une association significative avec le fait d'avoir eu une ITS (tableau 3). Dans le modèle multidimensionnel, les résidents de régions non métropolitaines du Sud affichaient une cote significativement plus faible exprimant le risque d'avoir eu une ITS que les résidents de régions métropolitaines. La cote exprimant le risque d'avoir eu une ITS était significativement plus élevée chez les 25 à 49 ans (comparativement aux 15 à 24 ans), chez les femmes (comparativement aux hommes) et chez les personnes ayant fait des études postsecondaires partielles (comparativement aux diplômés postsecondaires), mais significativement plus faible chez les personnes mariées (comparativement aux personnes célibataires / jamais mariées) et chez les non-buveurs et les buveurs occasionnels (comparativement aux buveurs réguliers).

Non-utilisation de condoms

Dans l'analyse bidimensionnelle, la région géographique était la seule covariable sélectionnée qui ne comportait pas une association significative avec la non-utilisation de condoms. Néanmoins, comme l'examen des tendances

Tableau 4
Rapports de cotes non corrigés et corrigés liant la non-utilisation d'un condom au moment des dernières relations sexuelles à certaines caractéristiques, selon la région géographique, population à domicile de 15 à 49 ans, Colombie-Britannique, 2005

	N'a pas utilisé de condom au moment des dernières relations sexuelles																	
	Régions non métropolitaines du Nord						Régions non métropolitaines du Sud						Régions métropolitaines					
	Rapport de cotes non corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes non corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes non corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristiques		de	à		de	à		de	à		de	à		de	à		de	à
Âge																		
15 à 24 ans†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
25 à 49 ans	4,16*	2,00	8,66	4,10 *	1,82	9,26	2,62*	1,98	3,48	2,40*	1,76	3,25	2,32*	1,86	2,89	2,41*	1,88	3,09
Test du rapport de vraisemblance (valeur p)	14,55 (p<0,001)						44,56 (p<0,001)			...			55,42 (p<0,001)					
Sexe																		
Femmes	1,63	0,81	3,27	1,61	0,75	3,46	1,52*	1,15	2,00	1,59*	1,18	2,14	1,38*	1,12	1,72	1,47*	1,17	1,83
Hommes†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Test du rapport de vraisemblance (valeur p)	1,91 (p=0,17)						8,69 (p=0,003)			...			8,71 (p=0,003)					
Scolarité																		
Pas de diplôme d'études secondaires	0,36*	0,13	0,97	0,66	0,22	1,97	0,35*	0,23	0,54	0,53*	0,33	0,85	0,58*	0,38	0,87	0,92	0,59	1,42
Diplôme d'études secondaires	0,56	0,23	1,40	1,08	0,39	3,00	0,90	0,63	1,27	1,24	0,85	1,81	0,80	0,62	1,03	1,15	0,84	1,60
Études postsecondaires partielles	0,68	0,23	2,05	1,10	0,33	3,71	0,56*	0,38	0,82	0,74	0,49	1,12	0,69*	0,53	0,91	1,04	0,78	1,41
Diplôme postsecondaire†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Test du rapport de vraisemblance (valeur p)	4,79 (p=0,19)						28,81 (p<0,001)						12,05 (p=0,007)					
Type de buveur																		
Non-buveur actuel	X	X	X	X	X	X	0,49	0,26	1,15	0,47*	0,23	0,96	0,76	0,50	1,16	0,68	0,44	1,05
Buveur occasionnel	0,48	0,19	1,23	0,64	0,23	1,74	0,74	0,48	1,15	0,81	0,51	1,30	0,99	0,72	1,36	0,96	0,69	1,33
Buveur régulier†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	...
Test du rapport de vraisemblance (valeur p)	3,32 (p=0,19)						5,96 (p=0,051)						1,71 (p=0,430)					

* estimation significativement différente de celle pour la catégorie de référence
† catégorie de référence
... n'ayant pas lieu de figuer
X confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
Notes : L'état matrimonial a été supprimé du modèle parce que l'échantillon comprend uniquement les participants à l'enquête qui ont eu des relations sexuelles au cours de la dernière année et qui n'étaient pas mariés/en union libre ou qui étaient mariés/en union libre, mais qui ont eu plus d'un partenaire sexuel au cours de la dernière année.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

géographiques représentait l'objectif principal de la présente étude, elle a été retenue dans le modèle final. Dans le modèle multidimensionnel, la cote exprimant le risque de ne pas utiliser de condom ne différait pas de façon significative pour les résidents de régions non métropolitaines du Nord et du Sud par rapport à celle pour les résidents de régions métropolitaines (tableau 3).

Toutefois, la cote exprimant le risque de ne pas utiliser de condoms était significativement plus élevée chez les 25 à 49 ans (comparativement aux 15 à 24 ans) et chez les femmes (comparativement aux hommes), et significativement plus faible chez les personnes ayant déclaré être des buveurs occasionnels (comparativement aux buveurs réguliers) (tableau 3). Les personnes n'ayant pas de diplôme d'études secondaires affichaient une cote exprimant le risque de ne pas utiliser de condoms significativement plus faible que les diplômés postsecondaires.

Des analyses multidimensionnelles distinctes pour chaque région ont montré que l'âge plus élevé était associé à la non-utilisation de condoms dans toutes les régions (tableau 4). La cote exprimant le risque de ne pas utiliser de condoms chez les personnes plus âgées était particulièrement élevée dans les régions non métropolitaines du Nord, même une fois pris en compte le sexe, le niveau de scolarité et le type de buveur, ce qui montre que ce comportement à risque pourrait constituer un problème plus grand dans cette région. La cote exprimant le risque de ne pas utiliser un condom était significativement plus élevée pour les femmes, comparativement aux hommes dans les régions non métropolitaines du Sud et les régions métropolitaines. Le niveau de scolarité et le type de buveur étaient significatifs dans les régions non métropolitaines du Sud seulement, où les personnes n'ayant pas de diplôme d'études secondaires et les non-buveurs affichaient une cote exprimant le risque de ne pas utiliser de condom plus faible que les diplômés postsecondaires et les buveurs réguliers, respectivement.

Discussion

Les interventions préventives ont tendance à être axées sur les jeunes, dans une large mesure parce que ceux-ci continuent d'afficher les taux les plus élevés d'ITS[4,33]. En fait, l'Agence de la santé publique du Canada reconnaît que le fait d'avoir moins de 25 ans constitue un facteur de risque[13,34]. Néanmoins, pour la période de 1997 à 2007, les taux d'ITS ont augmenté plus rapidement chez les Canadiens d'âge moyen que chez les adultes plus jeunes[35].

Compte tenu de cette tendance, les résultats de la présente analyse suscitent des réflexions. La non-utilisation de condoms était plus répandue chez les habitants de la Colombie-Britannique de 25 à 49 ans que chez les 15 à 24 ans. Cette tendance se maintenait dans toutes les régions, même une fois pris en compte le sexe, le niveau de scolarité ou la consommation d'alcool. Une étude américaine fondée sur la population a aussi déterminé que, dans la plupart des États, l'utilisation du condom diminuait avec l'âge[36], même si on ne sait pas clairement si les critères d'exclusion utilisés étaient similaires à ceux de l'ESCC.

Peu de recherches ont tenté d'expliquer la non-utilisation du condom chez les 25 à 49 ans. Il se peut que les personnes plus âgées soient moins à l'aise d'utiliser des condoms[37] et moins préparées à négocier l'utilisation de condoms. Il se peut qu'elles aient été moins exposées à l'information sur les ITS[38], ou qu'elles perçoivent que leur partenaire n'est pas ouvert à l'idée d'utiliser un condom. Par ailleurs, il se peut que les personnes plus âgées dépendent davantage d'autres méthodes de contrôle des naissances, comme la pilule contraceptive, qu'elles soient plus susceptibles de subir des tests de dépistage des ITS, qu'elles aient une meilleure idée de la situation de leur partenaire au chapitre des ITS, et qu'elles perçoivent leur relation comme comportant un risque plus faible d'ITS. Néanmoins les condoms demeurent la seule méthode efficace de contrôle des naissances qui prévient aussi la transmission d'ITS, qui sont fréquemment asymptomatiques. D'autres recherches sont nécessaires pour déterminer les raisons qui font que les Canadiens plus âgés n'utilisent pas de condoms, ainsi que leurs risques d'ITS.

La cote exprimant le risque d'avoir déjà eu une ITS était plus faible chez les résidents des régions non métropolitaines du Sud par rapport aux résidents de régions métropolitaines; la cote exprimant le risque d'avoir déjà eu une ITS chez les résidents des régions non métropolitaines du Nord ne différait pas de façon significative de celle des résidents des régions métropolitaines. Les personnes vivant dans certains quartiers urbains où les risques d'ITS sont élevés[39] n'ont peut-être pas été incluses dans l'ESCC, particulièrement si elles étaient sans abri ou si elles n'avaient pas accès à un téléphone (méthode utilisée par les intervieweurs de l'ESCC pour communiquer avec les participants éventuels). Parallèlement, l'absence de différence significative dans la prévalence autodéclarée d'ITS antérieures entre les régions métropolitaines et les régions non métropolitaines du Nord peut rendre compte de l'augmentation récente des ITS d'origine bactérienne dans ces dernières[4].

La prévalence des ITS autodéclarées dans les régions non métropolitaines peut être sous-estimée si les populations à risque élevé, et plus particulièrement les migrants de sexe masculin travaillant dans les industries à base de ressources, ont été laissées de côté au moment de l'échantillonnage de l'ESCC.

L'absence de différence significative dans la cote exprimant le risque d'avoir déjà eu une ITS dans les régions métropolitaines et les régions non métropolitaines du Nord peut aussi être attribuable à l'année de l'enquête, soit 2005. Il se peut qu'il ait été trop tôt dans la période d'essor des industries de ressources du Nord pour déceler une augmentation du taux d'ITS, mais peut-être suffisamment tôt pour enregistrer une hausse des comportements à risque, comme la non-utilisation de condoms.

L'association plus forte entre l'âge plus élevé et la non-utilisation d'un condom au moment des dernières relations sexuelles dans les régions non métropolitaines du Nord par rapport aux deux autres régions laisse supposer un effet d'interaction entre l'âge et la région géographique qui devrait être examiné de façon plus poussée dans les études futures. L'hétérogénéité non observée des différents échantillons peut constituer un problème au moment de la comparaison directe de l'analyse stratifiée[40]; toutefois, comme les données affichent une modification de l'effet, il est important d'examiner l'analyse stratifiée, qui comporte toujours des données concernant la tendance de la variation des estimations propres à une strate[41].

Il peut être particulièrement important d'étudier les facteurs qui augmentent le risque d'ITS chez les Canadiens plus âgés des collectivités du Nord et des collectivités éloignées. Dans ces grandes régions peu peuplées, les autorités ont souvent de la difficulté à fournir des services liés à la santé sexuelle[42,43]. Les jeunes du Nord de la Colombie-Britannique ont peu de possibilités d'obtenir des tests de dépistage et un traitement des ITS[8-11]; il est probable que les personnes de tous les âges de ces régions se heurtent à des obstacles similaires[10]. Dans les petites populations des collectivités éloignées, les personnes qui désirent subir des tests de dépistage et un traitement des ITS peuvent faire face à un problème de manque d'anonymat et connaissent peut-être aussi mieux leurs partenaires, ce qui pourrait contribuer à la non-utilisation de condoms[42,44,45].

Points forts et limites

La présente étude est fondée sur le comportement sexuel autodéclaré, un sujet qui peut être considéré comme délicat par les participants à l'enquête, ce qui peut entraîner un biais dans leurs réponses en faveur de comportements de santé positifs. Cela est peut-être plus répandu dans les régions comptant des petites populations où la protection des renseignements personnels et la confidentialité peuvent poser un plus grand problème. Environ 1 participant à l'enquête sur 10 (10,7 %) n'a pas répondu à la question concernant les ITS antérieures, et 23,8 %, à celle concernant l'utilisation de condoms. Néanmoins, des échantillons importants étaient disponibles pour l'analyse de ces deux résultats : soit 6 037 et 2 308 respectivement.

Même si les ITS autodéclarées ne constituent pas une mesure précise de la prévalence, la surveillance des ITS ne

rend pas compte de tous les cas, dont de nombreux sont asymptomatiques et n'ont jamais été diagnostiqués officiellement. Toutefois, les ITS autodéclarées ont été utilisées comme résultats dans des études antérieures, à titre de marqueurs de risque[29,46-48].

Comme le type de condom (féminin ou masculin) n'a pas été précisé, il se peut que l'utilisation du condom soit sous-estimée[14]. Si les deux types ont été utilisés au moment des relations sexuelles, il se peut que les participants à l'enquête aient répondu négativement si leur partenaire avait aussi utilisé un condom au moment de ces relations. Comme les condoms masculins sont utilisés plus couramment, il se peut que les femmes risquent davantage que les hommes de mal interpréter la question. En fait, conformément à d'autres études[14,24,49], dans la présente analyse, les femmes sont moins susceptibles que les hommes de déclarer utiliser un condom.

En limitant l'échantillon des personnes pouvant répondre à la question sur l'utilisation d'un condom au moment des dernières relations sexuelles, Statistique Canada tentait de cibler des personnes « plus à risque » (qui avaient eu des relations sexuelles au cours des 12 derniers mois; qui n'étaient pas mariés/en union libre, ou qui étaient mariés/en union libre, mais qui avaient eu plus d'un partenaire sexuel au cours de la dernière année). Toutefois, il se peut que cette stratégie ait laissé de côté certaines personnes présentant des risques élevés, par exemple, les personnes ayant des relations avec une personne ayant d'autres partenaires. Parallèlement, il se peut que l'on ait inclus des personnes présentant de faibles risques, par exemple, les personnes qui n'avaient pas de relations sexuelles, ou celles qui n'avaient eu qu'un partenaire sexuel au cours de la dernière année.

Du fait que les cycles précédents de l'ESCC ne comportaient pas les mêmes questions, on ne peut pas déterminer les tendances des ITS et de la non-utilisation de condoms.

Conclusion

La présente étude fait ressortir l'utilité d'examiner les variations géographiques dans les facteurs liés aux risques d'ITS. Une évaluation exhaustive des obstacles socioculturels, sociodémographiques et structurels à l'utilisation de condoms, au dépistage des ITS et à l'obtention de traitement et d'information, est essentielle pour des programmes de prévention efficaces et appropriés compte tenu de la région et, en dernier ressort, pour la réduction de l'incidence des ITS. L'analyse géographique peut aider à cibler les interventions et à affecter les ressources rares aux régions où les besoins sont les plus élevés[50]. Les études qui utilisent l'espace géographique au niveau structurel en remplacement des facteurs de risque sous-jacents des ITS peuvent permettre de cerner des régions qui peuvent être laissées de côté par l'approche épidémiologique traditionnelle[3,40]. Par ailleurs, les grappes de cas d'ITS peuvent être indicatives de régions où les résidents présentent un risque plus élevé[33,51].

Les résultats de la présente analyse font aussi ressortir l'importance de tenir compte des personnes plus âgées dans les interventions de prévention. Des recherches supplémentaires sont nécessaires pour explorer les facteurs liés aux risques d'ITS chez les Canadiens plus âgés et aux raisons qui les incitent à ne pas utiliser de condoms . ■

Références

1. Agence de la santé publique du Canada, *Bref rapport sur les infections transmises sexuellement au Canada : 2007,* Ottawa, Agence de la santé publique du Canada, 2009.
2. J. Barnett, D. Spencer, T. Beer *et al.*, « Evaluating primary care physician STI/HIV counseling practices », *BC Medical Journal*, 46, 2004, p. 402-406.
3. P.J. Martens, T. Mayer et S. Derksen, « Factors affecting adolescent reproductive health in Manitoba », *Canadian Journal of Public Health*, 93(Suppl 2), 2002, p. S39-S43.
4. BC Centre for Disease Control, *Sexually Transmitted Diseases Annual Report, 2004,* disponible à l'adresse http://www.bccdc.org/downloads/pdf/std/reports/STD%20annual%2004%20vs6.pdf.
5. S. Markey, G. Halseth et D. Manson, « Contradictions in hinterland development: challenging the local development ideal in Northern British Columbia », *Community Development Journal*, 2007.
6. P. White, M. Michalowski et P. Cross, « L'essor économique de la côte Ouest », *L'Observateur économique canadien*, 19(5), 2006, p. 3.1-3.12 (Statistique Canada, nº 11-010 au catalogue), disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?lang=fra&catno=11-010-X.
7. M. Buell, *Resource Extraction Development and Well-being in the North*, Ajunnginiq Centre 2006, disponible à l'adresse http://www.naho.ca/inuit/english/documents/ResourceExtractionPaper-Final.pdf.
8. S. Goldenberg, J. Shoveller, M. Koehoorn et A. Ostry, S*TI Awareness and Access to Information: Northeastern Youth's Perspectives, 2007*, disponible à l'adresse http://www.youthsexualhealth.ubc.ca/Publications/Default.aspx.
9. S. Goldenberg, J. Shoveller, M. Koehoorn et A. Ostry, « Barriers to STI testing among youth in a Canadian oil and gas community », *Health and Place,* 2008 [périodique en ligne].
10. S. Goldenberg, J. Shoveller, A. Ostry et M. Koehoorn, « Youth sexual behaviour in boomtown: Implications for the Control of Sexually Transmitted Infections », *Sexually Transmitted Infections*, 84, 2008, p. 220-223.
11. J. Shoveller, S. Goldenberg, M. Koehoorn et A. Ostry, *Investigating Socio-Cultural and Structural Forces Affecting Youth's STI Testing Experiences in Northeastern BC: Final Report,* Vancouver, Youth Sexual Health Team, 2007.
12. « Women fear increase in sex trade with pipeline boom » [reportage], 2004, disponible à l'adresse http://www.cbc.ca/canada/north/story/2004/09/01/sep01prostitpipe01092004.html.
13. Agence de santé publique du Canada, *Édition de 2006 des Lignes directrices canadiennes sur les infections transmissibles sexuellement,* disponible à l'adresse http://www.phac-aspc.gc.ca/std-mts/sti_2006/pdf_2006-fra.php.

14. M. Rotermann, « Relations sexuelles, condoms et MTS chez les jeunes », *Rapports sur la santé*, 16(3), 2005, p. 39-45 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue), disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/pub/82-003-x/4060784-fra.htm.
15. D.B. Langille, P. Andreou, R.P. Beazley et M.E. Delaney, « Sexual health knowledge of students at a high school in Nova Scotia », *Canadian Journal of Public Health*, 89, 1998, p. 85-89.
16. Statistique Canada (Division de la statistique de la santé), *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Dictionnaire de données du FMGD du cycle 3.1*, Ottawa, Statistique Canada, 2006.
17. Statistique Canada (Division de la statistique de la santé), *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 3.1, FMGD, Guide de l'utilisateur,* Ottawa, Statistique Canada, 2005.
18. M.F. Gallo, M.J. Steiner, L. Warner *et al.*, « Self-reported condom use is associated with reduced risk of chlamydia, gonorrhea, and trichomoniasis », *Sexually Transmitted Diseases*, 34(10), 2007, p. 829-833.
19. M. Fung, K.C. Scott, C.K. Kent et J.D. Klausner, « Chlamydial and gonococcal reinfection among men: a systematic review of data to evaluate the need for retesting », *Sexually Transmitted Infections*, 83(4), 2007, p. 304-309.
20. D.J. Fortenberry, E.J. Brizendine, B.P. Katz *et al.*, « Subsequent Sexually transmitted infections among adolescent women with genital infection due to chlamydia trachomatis, neisseria gonorrhoeae, or trichomonas vaginalis », *Sexually Transmitted Diseases*, 26(1), 1999, p. 26-32.
21. L. Warner, K.M. Stone, M. Macaluso *et al.*, « Condom use and risk of gonorrhea and chlamydia: A systematic review of design and measurement factors assessed in epidemiologic studies », *Sexually Transmitted Diseases*, 33(1), 2006, p. 36-51.
22. Northern Health BC, *Quick Facts about Northern BC*, Prince George, British Columbia, 2008, disponible à l'adresse http://www.northernhealth.ca/About/Quick_Facts/.
23. Province of British Columbia, *2006 Census Population Counts and Census Profiles,* Victoria, British Columbia, 2008, disponible à l'adresse http://www.bcstats.gov.bc.ca/census.asp.
24. E. Maticka-Tyndale, M. Barrett et A. McKay, « Adolescent sexual and reproductive health in Canada: a review of national data sources and their limitations », *Canadian Journal of Human Sexuality*, 9(1), 2000, p. 41-65.
25. G.J. Mertz, J. Benedetti, R. Ashley *et al.*, « Risk factors for the sexual transmission of genital herpes », *Annals of Internal Medicine*, 116(3), 1992, p. 197-202.
26. R.R. Hooper, G.H. Reynolds, O.G. Jones *et al.*, « Cohort study of venereal disease I: the risk of gonorrhea transmission from infected women to men », *American Journal of Epidemiology*, 108(2), 1978, p. 136-144.
27. R. Platt, P.A. Rice, W.M. McCormack, « Risk of acquiring gonorrhea and prevalence of abnormal adnexal findings among women recently exposed to gonorrhea », *Journal of the American Medical Association*, 250(23), 1983, p. 3205-3209.
28. T. Wong, A. Singh, J. Mann *et al.*, « Gender differences in bacterial STIs in Canada », *BMC Women's Health*, 4(Suppl 1), 2004, p. S26.
29. K.A. Fenton, C. Korovessis, A.M. Johnson *et al.*, « Sexual behaviour in Britain: reported sexually transmitted infections and prevalent genital Chlamydia trachomatis infection », *The Lancet*, 358(9296), 2001, p. 1851-1854.
30. B. Leigh, « Alcohol and condom use: A meta-analysis of event-level studies », *Sexually Transmitted Diseases*, 29(8), 2002, p. 476-482.
31. B.L. Halpern-Felsher, S.G. Millstein et J.M. Ellen, « Relationship of alcohol use and risky sexual behavior: a review and analysis of findings », *Journal of Adolescent Health*, 19(5), 1996, p. 331-336.
32. Statistique Canada, *Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), Cycle 7, Guide de l'utilisateur des microdonnées,* Ottawa, Statistique Canada, 2007.
33. L.F. Elliott, J.F. Blanchard, C.M. Beaudoin *et al.*, « Geographic variations in the epidemiology of bacterial sexually transmitted infections in Manitoba, Canada », *Sexually Transmitted Infections*, 78(Suppl I), 2002, p. i139-i144.
34. *Healthy Youth Development: Highlights from the 2003 Adolescent Health Survey,* disponible à l'adresse http://www.mcs.bc.ca/pdf/AHS-3_provincial.pdf.
35. L. Fang, A. Ringrose, G.C. Jayaraman et T. Wong, « Trends in age disparities between younger and middle-age adults among reported rates of chlamydia, gonorrhea, and infectious syphilis infections in Canada: Findings from 1997 to 2007 », *Sexually Transmitted Diseases,* 37(1), 2009 [format ePub] (doi: 10.1097/OLQ.0b013e3181b617dc), disponible à l'adresse http://journals.lww.com/stdjournal/Abstract/2010/01000/Trends_in_Age_Disparities_Between_Younger_and.4.aspx.
36. D.M. Bensyl, D. Iuliano, M. Carter *et al.*, « Contraceptive use—United States and Territories, Behavioral Risk Factor Surveillance System », *Morbidity and Mortality Weekly*, 54(SS06), 2005, p. 1-72.
37. S.G. Moore, D.W. Dahl, G.J. Gorn *et al.*, « Condom embarassment: coping and consequences for condom use in three countries », *AIDS Care*, 20(5), 2009, p. 553-559.
38. S. Semaan, J. Lauby, A.A. O'Connell et A. Cohen, « Factors associated with perceptions of, and decisional balance for, condom use with main partner among women at risk for HIV infection », *Women and Health*, 37(3), 2003, p. 53-69.
39. B. Maas, N. Fairburn, T. Kerr *et al.*, « Neighborhood and HIV infection among IDU: Place of residence independently predicts HIV infection among a cohort of injection drug users », *Health and Place*, 13, 2007, p. 432-439.
40. C. Mood, « Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it », *European Sociological Review,* 26(1), 2009, p. 67-82, disponible à l'adresse www.esr.oxfordjournals.org.
41. K.J. Rothman, *Epidemiology: An Introduction*, New York, Oxford University Press, 2002.
42. J.C. Thomas, A. Lansky, D.H. Weiner *et al.*, « Behaviors that facilite sexual transmission of HIV and STDs in a rural community », *AIDS and Behaviour*, 3(4), 1999, p. 257-267.
43. J.N. Groft et V.A. Robinson, « Seeking serenity: living with HIV/AIDS in rural Western Canada », *Rural and Remote Health*, 677 (en ligne), 2007, disponible à l'adresse http://www.rrh.org.au/publishedarticles/article_print_677.pdf.
44. V. King et M.E. Scott, « A comparison of cohabiting relationships among older and younger adults », *Journal of Family and Marriage*, 67(2), 2005, p. 271-285.
45. L. Umphrey et J. Sherblom, « Relational commitment and threats to relationship maintenance goals: Influences on condom use », *Journal of American College Health,* 56(1), 2007, p. 61-68.
46. B. Foxman, S.O. Aral et K.K. Holmes, « Interrelationships among douching practices, risky sexual practices, and history of self-reported sexually transmitted diseases in an urban population », *Sexually Transmitted Diseases*, 25(2), 1998, p. 90-99.
47. K. Tanfer et S.O. Aral, « Sexual intercourse during menstruation and self-reported sexually transmitted disease history among women », *Sexually Transmitted Diseases*, 23(5), 1996, p. 395-401.
48. C. Paul, T. van Roode, P. Herbison et N. Dickson, « Longitudinal study of self-reported sexually transmitted infection incidence by gender and age up to age thirty-two years », *Sexually Transmitted Diseases*, 36(2), 2009, p. 63-69.

49. K. Martin et Z. Wu, « Contraceptive use in Canada: 1984-1995 », *Family Planning Perspectives*, 32(2), 2000, p. 65-73.

50. C.M. Becker, G.E. Glass, W. Brathwaite et J. Zenilman, « Geographic epidemiology of gonorrhoea in Baltimore, Maryland, using a geographic information system », *American Journal of Epidemiology*, 147, 2007, p. 709-716.

51. R.P. Kerani, M.S. Handcock, H.H. Handsfield et K.K. Holmes, « Comparative geographic concentrations of four sexually transmitted infections », *American Journal of Public Health*, 95, 2005, p. 324-330.

Facteurs favorables à la santé et bon état de santé chez les Canadiens du milieu à la fin de la vie

par Pamela L. Ramage-Morin, Margot Shields et Laurent Martel

Résumé

Selon les résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 76 % des Canadiens d'âge mûr (45 à 64 ans) et 56 % des aînés ont déclaré être en bon état de santé en 2009. La santé est définie au moyen d'une mesure composite qui englobe l'état de santé générale et mentale autoévalué, les capacités fonctionnelles et l'autonomie dans les activités de la vie quotidienne. Le bon état de santé existait même en présence de problèmes de santé chroniques, comme l'hypertension artérielle, l'arthrite et les maux de dos, tous fréquents chez les personnes âgées de 45 ans et plus. Huit facteurs modifiables associés à un bon état de santé ont été retenus : l'usage du tabac, l'indice de masse corporelle, l'activité physique, le régime alimentaire, le sommeil, la santé buccodentaire, le stress et la participation sociale. En tout, 84 % des adultes d'âge mûr et 91 % des aînés ont fait état de tendances positives relativement à au moins quatre de ces facteurs. Plus il y avait de facteurs présentant une tendance positive, plus grandes étaient les chances de bonne santé.

Mots-clés

AIVQ, déterminants de la santé, enquête sur la santé, enquête transversale, état de santé, problèmes de santé chroniques, vieillissement

Auteurs

Pamela L. Ramage-Morin (613-951-1760; Pamela.Ramage-Morin@statcan.gc.ca) et Margot Shields (613-951-4177; Margot.Shields@statcan.gc.ca) travaillent à la Division de l'analyse de la santé et Laurent Martel (613-951-2352; Laurent.Martel@statcan.gc.ca), à la Division de la démographie et de la statistique culturelle de Statistique Canada, Ottawa (Ontario), K1A 0T6.

Comme de nombreux autres pays, le Canada vivra sous peu une période de vieillissement de la population sans précédent. Alors qu'ils représentaient 8 % de la population il y a 50 ans, on prévoit que les aînés composeront 23 % à 25 % de la population canadienne d'ici 25 ans[1]. La génération des baby-boomers, c'est-à-dire les personnes nées de 1946 à 1965, a grandement contribué à cette évolution démographique. Dès 2011, année où les premiers baby-boomers atteindront 65 ans, la population des aînés commencera à grossir rapidement. Au moyen des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) - Vieillissement en santé de 2009, notre article porte sur des difficultés auxquelles seront confrontés les aînés, en comparaison avec les personnes âgées de 45 à 64 ans.

Les profondes conséquences socioéconomiques de l'augmentation de la population des aînés ont suscité des débats quant à la disponibilité et à la pérennité des ressources de soins de santé[2-5]. Le déséquilibre qui s'accentue entre le nombre de jeunes contributeurs au système de soutien social et le nombre de bénéficiaires âgés constitue un facteur particulièrement préoccupant de cette situation[3]. Actuellement, le Canada compte en moyenne cinq personnes en âge de travailler (de 15 à 64 ans) pour assurer le soutien de chaque aîné. D'ici 2030, on s'attend (d'après un scénario de croissance moyenne) à ce qu'il y ait trois travailleurs pour chaque personne âgée de 65 ans et plus[1].

Le vieillissement accroît le risque d'apparition de problèmes de santé chroniques, dont bon nombre nécessitent du soutien informel, des soins médicaux, la prise de médicaments ou un placement en établissement[6,7]. En 2002, *Guide*

Les données

Les estimations faites dans le cadre de l'étude étaient principalement fondées sur l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Vieillissement en santé de 2009. Il s'agit d'une enquête transversale qui a pour but de recueillir des renseignements sur les facteurs, les influences et les processus qui contribuent au vieillissement en santé. Dans le cadre de cette enquête, des données ont été recueillies auprès de personnes de 45 ans et plus vivant dans des logements privés dans les dix provinces. Les résidents des trois territoires, les personnes vivant dans les réserves indiennes ou sur les terres de la Couronne, les résidents d'établissements, les membres à temps plein des Forces canadiennes et les habitants de certaines régions éloignées sont exclus de la base de sondage. L'enquête a été menée du 1er décembre 2008 au 30 novembre 2009 à l'aide d'une application d'interview sur place assistée par ordinateur. Le taux de réponse à l'échelle du ménage était de 80,8 % et à l'échelle individuelle, de 92,1 %, pour un taux combiné de 74,4 %. L'échantillon final comptait 30 865 répondants, dont 43 % d'hommes et 47 % de personnes âgées de 45 à 64 ans.

L'ESCC de 2000-2001 a servi aux fins de comparaison historique du pourcentage de Canadiens en bonne santé. Le cycle de cette enquête portait sur les habitants des provinces et des territoires. La collecte des données s'est déroulée du 1er septembre 2000 au 3 novembre 2001. Le taux de réponse combiné se chiffrait à 84,7 %, et l'échantillon final à 131 535 répondants. L'échantillon de répondants âgés de 45 ans et plus issus des dix provinces comptait 60 892 personnes. Des renseignements détaillés sur l'ESCC se trouvent dans le site Web de Statistique Canada. Sauf indication contraire, les données qui suivent se rapportent à l'ESCC – Vieillissement en santé de 2009.

La principale variable de résultats était le *bon état de santé* autodéclaré. Pour être considéré comme étant en bonne santé, les répondants devaient satisfaire à quatre critères : être en bonne santé fonctionnelle, démontrer de l'autonomie dans les activités de la vie quotidienne, percevoir positivement sa santé générale et percevoir positivement sa santé mentale. Les critères de bonne santé étaient autoévalués et n'étaient pas vérifiés auprès d'autres sources.

La *santé fonctionnelle*, définie comme l'absence d'incapacité, était déterminée par des questions sur la vision, l'ouïe, l'élocution, la mobilité, la dextérité, les capacités cognitives et la douleur chronique. L'incapacité se définit comme la réduction totale ou partielle de la capacité d'accomplir une activité d'une manière normale ou avec des limitations considérées normales. Les répondants sans incapacité ou ayant une incapacité complètement corrigée (par le port de lunettes, par exemple) étaient considérés en bonne santé fonctionnelle.

Pour être *autonomes dans les activités de la vie quotidienne*, les participants devaient déclarer n'avoir aucune incapacité empêchant la réalisation de sept activités de la vie quotidienne (AVQ) et de sept activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ). Les AVQ comprenaient : se nourrir, s'habiller, soigner son apparence, marcher, se lever et se coucher, se laver et se rendre à la salle de bain à temps. Les AIVQ étaient : utiliser le téléphone, voyager, magasiner, cuisiner, faire les tâches ménagères, prendre des médicaments et s'occuper de ses finances. L'autonomie avait été évaluée à l'aide d'une liste d'activités différente et moins élaborée en 2000-2001 : préparer des repas, faire les courses pour l'épicerie ou d'autres nécessités, effectuer les travaux ménagers quotidiens, effectuer les travaux lourds (le lavage des murs, les travaux à l'extérieur), les soins personnels (se laver, s'habiller ou manger) et se déplacer dans la maison. De plus, la formulation des questions était différente en 2000-2001 et en 2009. En 2000-2001, on demandait aux répondants s'ils avaient besoin d'aide pour des raisons de santé; en 2009, on leur demandait simplement s'ils avaient besoin d'aide. La question posée en 2009 était moins restrictive que celle posée en 2000-2001, et la liste des activités était plus complète. On s'attendait donc à ce que les répondants soient plus susceptibles d'indiquer une dépendance en 2009, ce qui produirait un pourcentage supérieur de personnes présentant une dépendance.

L'*autoévaluation de la santé* a été déterminée au moyen de la question suivante : « En général, diriez-vous que votre santé est : … ». Les personnes qui ont répondu être en bonne, très bonne ou excellente santé (par opposition à passable ou mauvaise) ont été considérés comme ayant une perception « positive » de leur santé.

L'*autoévaluation de la santé mentale* a été déterminée au moyen de la question : « En général, diriez-vous que votre santé mentale est : … ». Les personnes qui ont répondu être en bonne, très bonne ou excellente santé mentale (par opposition à passable ou mauvaise) ont été considérées comme ayant une perception « positive » de leur santé mentale. Puisque la variable de la perception de la santé mentale ne faisait pas partie de l'ESCC en 2000-2001, la santé mentale a été évaluée en examinant la probabilité que la personne ait vécu un épisode dépressif majeur au cours de l'année précédente. Les répondants présentant une probabilité de 0,05 ou moins satisfaisaient au critère d'une bonne santé mentale. L'utilisation de critères différents de mesure de la santé mentale en 2000-2001 et en 2009 n'a eu aucune répercussion sur la hausse globale du nombre de personnes en bonne santé (données non présentées).

Pour être en bonne santé générale, les répondants ne devaient pas présenter de problèmes liés à ces quatre critères, c'est-à-dire ils devaient n'avoir ni incapacité ni dépendance à l'égard d'autrui et avoir déclaré que leur état de santé mental et leur état de santé général étaient bons, très bons ou excellents. Les participants qui n'ont pas fourni de réponse pour l'une de ces quatre mesures, mais dont les trois autres réponses indiquaient qu'ils étaient en bonne santé, ont été considérés comme tels. Ceux qui n'ont pas fourni de réponses pour deux mesures ou plus ont été exclus de l'étude.

L'étude comprenait les variables sociodémographiques suivantes : sexe, âge, niveau de scolarité et modalités de vie. Les répondants étaient rassemblés par groupe d'*âge* : les aînés (65 ans et plus) et les adultes d'âge mûr, les « adultes plus jeunes » (de 45 ans à 64 ans). L'âge a servi de variable continue pour l'analyse de régression logistique. Le *niveau de scolarité le plus élevé* du ménage était qualifié comme suit : études secondaires partielles, diplôme d'études secondaires (y compris des études postsecondaires partielles) et études postsecondaires. Pour ce qui est des *modalités de vie*, les répondants étaient regroupés selon qu'ils vivaient seuls ou non.

On a déterminé la présence d'un *problème de santé chronique* en demandant aux participants à l'enquête si un médecin avait diagnostiqué chez eux un problème de santé ayant duré, ou qui risquait de durer, six mois ou plus. On leur a lu une liste de problèmes de santé. L'étude n'a porté que sur des problèmes de santé liés au vieillissement : la maladie d'Alzheimer ou d'autres formes de démence, l'arthrite, les maux de dos, les troubles intestinaux (comme la maladie de Crohn, la colite ulcéreuse, le syndrome du côlon irritable et l'incontinence des intestins), les maladies pulmonaires obstructives chroniques (y compris la bronchite chronique et l'emphysème), le diabète, les problèmes oculaires (cataractes ou glaucome), les maladies cardiaques (dont l'angine et toute crise cardiaque), l'hypertension artérielle (y compris les personnes ayant déclaré ne pas souffrir d'hypertension qui utilisaient des médicaments contre l'hypertension), l'incontinence urinaire, l'ostéoporose et les séquelles d'un accident vasculaire cérébral. On a réparti le *nombre de problèmes chroniques* selon cinq catégories possibles : aucun, 1, 2, 3 et 4 et plus.

Huit facteurs *favorables à la santé* ont aussi été évalués. La situation d'*usage du tabac* était répartie en deux catégories : les fumeurs quotidiens et les personnes ayant arrêté de fumer quotidiennement au cours des 15 dernières années d'une part, et les personnes n'ayant jamais fumé quotidiennement ou ayant cessé de fumer depuis 15 ans ou plus d'autre part. À l'aide de l'*indice de masse corporel* (IMC), on a classé les répondants comme obèses (IMC de 30 kg/m^2 ou plus) ou non (IMC de moins de 30 kg/m^2). La qualité du *sommeil* a été évaluée à l'aide de la question : « À quelle fréquence avez-vous des problèmes à vous endormir ou à rester endormi? ». Les personnes ayant répondu parfois, rarement ou jamais étaient considérées comme n'ayant pas de problèmes de sommeil, contrairement aux personnes ayant répondu « la plupart du temps » ou « tout le temps ». La consommation de fruits et de légumes a servi d'indicateur d'un bon régime alimentaire : les répondants ont été répartis selon qu'ils consommaient au moins cinq portions par jour, par opposition à ceux qui n'en consommaient pas autant. Les personnes qui ont répondu bonne, très bonne ou excellente à la question « En général, diriez-vous que la santé de votre bouche est… » ont été considérées comme ayant une bonne *santé buccodentaire*. L'*activité physique* a été mesurée en fonction de la fréquence de marche. On a qualifié de marcheurs fréquents les répondants ayant répondu « souvent (5 à 7 jours) » à la question « Au cours des sept derniers jours, combien de fois êtes-vous allé marcher à l'extérieur de votre maison ou de votre cour pour quelque raison que ce soit? ». Par exemple, pour se détendre ou pour faire de l'exercice, pour se rendre au travail, pour promener le chien, etc. La *participation sociale* fréquente était définie comme le fait de participer à des activités communautaires au moins une fois par semaine. Les questions portaient sur des activités avec d'autres personnes, c'est-à-dire des activités avec des membres de la famille ou des amis à l'extérieur du foyer, que ce soit des activités religieuses, du sport, des activités éducatives ou des loisirs, du bénévolat, des activités auprès d'organismes de services, et ainsi de suite. Finalement, on a posé aux participants la question « En pensant à la quantité de stress dans votre vie, diriez-vous que la plupart de vos journées sont... ». Les personnes ayant répondu « pas du tout stressantes » ou « pas tellement stressantes » étaient considérées comme ayant un faible niveau de *stress* quotidien, par opposition à celles ayant répondu « peu stressantes », « assez stressantes » ou « extrêmement stressantes ».

L'analyse portait sur les personnes âgées de 45 ans et plus. Les données ont été pondérées pour prendre en compte les répartitions selon l'âge et le sexe de la population canadienne de ce groupe d'âge. Des fréquences pondérées et des totalisations croisées ont servi à estimer le pourcentage de personnes qui avaient des problèmes chroniques, qui étaient en bonne santé et qui ont déclaré des facteurs favorables à la santé. On a utilisé la régression logistique pour modéliser les associations entre les facteurs favorables à la santé et la bonne santé, tout en neutralisant les effets du sexe, de l'âge, du niveau de scolarité du ménage, des modalités de vie et du nombre de problèmes de santé chroniques. Afin de tenir compte des effets du plan de sondage, on a estimé les erreurs types et les coefficients de variation au moyen de la méthode du bootstrap[8,9]. Le niveau de signification a été fixé à $p < 0,05$.

La présente étude comporte un certain nombre de limites. L'ESCC – Vieillissement en santé de 2009 ne comprenait pas les résidents d'établissements de soins de longue durée (moins de 1 % des personnes âgées de 45 à 64 ans et 7 % des aînés) [10]. Étant donné que le vieillissement et la maladie sont associés au placement en établissement institutionnel, l'échantillon devient moins représentatif de l'ensemble de la population des aînés aux âges plus avancés. La corrélation temporelle entre les facteurs favorables à la santé et la bonne santé ne peut être établie puisque l'enquête est transversale. Par ailleurs, les problèmes de santé chroniques ont été autodéclarés et n'ont été vérifiés par aucune source externe. Le cancer n'a pas été compté parmi les problèmes chroniques puisqu'il était impossible de discerner entre les personnes ne souffrant pas de cancer et les personnes en rémission.

Dans les cas où le répondant sélectionné était, pour des raisons de santé physique ou mentale, incapable de répondre à l'interview, les renseignements à son sujet ont été fournis par un autre membre du ménage. Les répondants par procuration sont souvent en mesure de fournir des réponses exactes aux questions de l'enquête, mais les renseignements plus délicats ou personnels sortent généralement de leur champ de connaissances. Par conséquent, certaines questions posées dans le cadre des interviews par procuration sont restées sans réponse. Des efforts ont été faits pour réduire le plus possible le nombre d'interviews par procuration : 2,2 % (689) des entretiens ont été menés par personne interposée, 1,3 % (192) chez les 45 à 64 ans et 3,0 % (497) chez les aînés.

par nos valeurs : l'avenir des soins de santé au Canada - Rapport final mettait en lumière la nécessité de s'orienter vers la prévention des maladies et des incapacités, soulignant l'importance des habitudes liées à la santé en ce qui concerne le tabagisme, l'alimentation et l'activité physique[4]. Prévenir ou retarder les problèmes de santé chroniques ou, à tout le moins, en réduire la gravité, améliorerait non seulement la qualité de vie au fil du vieillissement, mais pourrait aussi réduire la pression sur les ressources de soins de santé[5,11].

La présente étude fournit une estimation à jour de la prévalence des problèmes de santé chroniques, de la bonne santé et des facteurs liés à la bonne santé chez la population à domicile de 45 ans et plus. La santé est définie au moyen d'une mesure composite qui englobe l'état de santé générale et mentale autoévalué, les capacités fonctionnelles et l'autonomie dans les activités de la vie quotidienne. Chacune des composantes de la santé a été autoévaluée : l'état de santé des répondants n'a pas été vérifié auprès d'autres sources. Les mêmes critères ont été utilisés dans des études antérieures[8,12] et sont conformes à la définition de la santé de l'Organisation mondiale de la santé, c'est-à-dire qu'il ne s'agit pas seulement de l'absence de maladie ou d'infirmité[13]. Bien que les problèmes de santé chroniques soient associés à la perception de la santé, aux capacités fonctionnelles et à l'autonomie, ils ne font pas partie de la définition de la santé aux fins de l'étude. La présence de problèmes chroniques n'empêche pas automatiquement une personne de se déclarer en bonne santé.

Huit facteurs susceptibles d'avoir une incidence sur l'état de santé sont analysés dans le cadre de la présente étude, à savoir l'usage du tabac, l'indice de masse corporelle (IMC), l'activité physique, le régime alimentaire, le sommeil, la santé buccodentaire, le stress et la participation sociale. Bien que la liste ne soit pas exhaustive, il s'agit de facteurs importants pour lesquels l'ESCC – Vieillissement en santé fournit des données. En raison de la nature transversale des données, il est impossible de déduire la corrélation temporelle au moyen d'associations entre ces facteurs et la santé. Les enquêtes longitudinales ont démontré que ces facteurs sont des indicateurs du maintien d'une bonne santé et de la convalescence[12]. Il faut toutefois noter que les relations peuvent aussi agir en sens inverse, c'est-à-dire que l'état de santé peut se répercuter sur les facteurs sélectionnés.

L'ESCC – Vieillissement en santé porte sur la population *à domicile*. Les estimations issues de l'enquête ne tiennent pas compte de la proportion de moins de 1 % de la population de 45 à 64 ans et des 7 % d'aînés qui résident dans des établissements de soins de longue durée[10].

Problèmes de santé chroniques

Le bouleversement démographique survenu au cours du dernier siècle s'est déroulé en concomitance avec une *transition épidémiologique* au cours de laquelle la mortalité en bas âge associée aux maladies infectieuses, aux parasites et aux conditions périnatales a laissé place à une époque où les maladies dégénératives sont devenues des problèmes de santé majeurs[14]. Les maladies dégénératives se développent tout au long de la vie, influencées par les comportements, les aspects du mode de vie et les facteurs environnementaux. Par conséquent, elles deviennent plus apparentes avec l'âge.

Selon les résultats de l'ESCC – Vieillissement en santé de 2009, les aînés étaient plus susceptibles que les personnes de 45 à 64 ans de souffrir de certains troubles chroniques (tableau 1). Plus de la moitié des aînés, comparativement à environ le quart des adultes âgés de 45 à 64 ans, ont déclaré souffrir d'hypertension ou prendre des médicaments contre cette condition. L'hypertension est un facteur de risque de maladies cardiaques et une cause importante de mortalité[15]. L'arthrite pour sa part ne cause pas la mort, mais peut avoir une grave incidence sur la qualité de vie parce qu'elle est associée à l'incapacité, à la dépendance, aux chutes, aux fractures et à la prise de médicaments[16-19]. La prévalence de l'arthrite chez les aînés (43 %) était plus du double de celle des adultes âgés de 45 à 64 ans (20 %). À l'instar de l'arthrite, les maux de dos peuvent se répercuter sur la qualité de vie[20]. La prévalence des maux de dos était significativement supérieure chez les aînés à 29 % comparativement à 25 % chez les adultes d'âge mûr. Bien

Tableau 1
Prévalence des problèmes de santé chroniques, selon le groupe d'âge, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, 2009

	45 à 64 ans			65 ans et plus		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Problèmes de santé chroniques	%	de	à	%	de	à
Hypertension artérielle	24,0	22,8	25,4	52,9*	51,7	54,1
Arthrite	20,3	19,2	21,6	43,4*	42,3	44,6
Maux de dos	25,0	23,8	26,3	28,6*	27,5	29,8
Troubles oculaires (cataractes ou glaucome)	4,6	4,1	5,1	27,9*	26,8	28,9
Maladie cardiaque	6,9	6,3	7,6	22,6*	21,7	23,5
Ostéoporose	6,1	5,6	6,7	18,1*	17,2	19,0
Diabète	8,6	7,8	9,5	17,2*	16,4	18,1
Incontinence urinaire	3,3	2,8	3,8	11,7*	11,0	12,5
Maladie pulmonaire obstructive chronique	4,6	4,0	5,3	8,8*	8,1	9,6
Troubles intestinaux	5,1	4,6	5,8	6,4*	5,8	7,1
Accident vasculaire cérébral	1,1	0,9	1,4	4,2*	3,7	4,6
Maladie d'Alzheimer	0,1[E]	0,1	0,2	1,6*	1,4	1,9

* différence significative comparativement à l'estimation pour le groupe d'âge de 45 à 64 ans ($p < 0,05$)
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

que les aînés étaient plus susceptibles que les adultes de 45 à 64 ans de souffrir de la maladie d'Alzheimer ou d'autres formes de démence ou des séquelles d'un accident vasculaire cérébral, ces troubles n'étaient communs chez ni l'un ni l'autre des deux groupes d'âge étudiés. Les personnes souffrant de démence et les personnes ayant été victimes d'un accident vasculaire cérébral avaient plus de chance de vivre dans un établissement de soins de longue durée[6]. Ainsi, en principe, la prévalence de ces conditions chez la population à domicile ne devrait pas être très élevée.

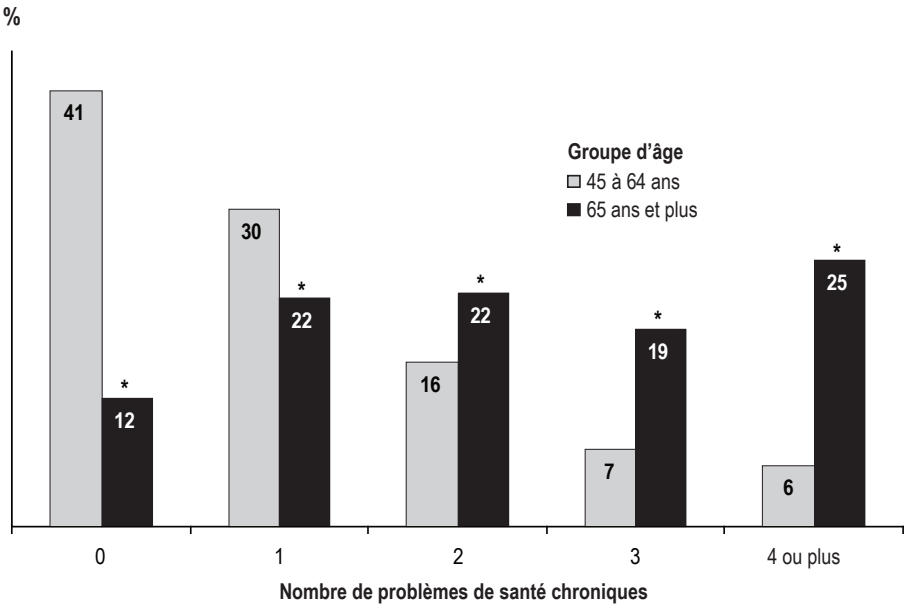
L'incontinence aussi annonce le placement dans un établissement de santé[6] et, comme la maladie d'Alzheimer ou d'autres formes de démence et les séquelles d'un accident vasculaire cérébral, elle a de graves répercussions sur la qualité de vie liée à la santé[21]. Malgré tout, plus d'un aîné sur dix de la population à domicile a déclaré souffrir d'incontinence urinaire.

Sans surprise, les risques de problèmes de santé chroniques multiples augmentent avec l'âge[22]. En effet, 25 % des aînés ont mentionné au moins quatre problèmes de santé chroniques, comparativement à 6 % des adultes de 45 à 64 ans (figure 1). Faire face aux problèmes de santé chroniques est difficile pour les personnes atteintes[20,23] ainsi que pour les membres de leur famille, leurs amis et leurs soignants si les problèmes entraînent une dépendance accrue, l'hospitalisation ou d'autres complications[24-26].

Bonne santé

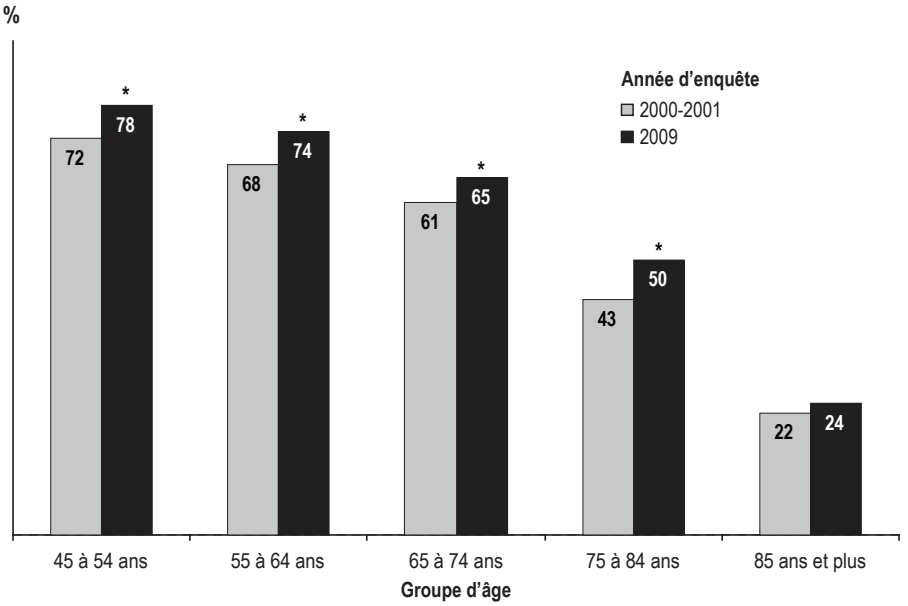
On constate qu'un pourcentage considérable des personnes de 45 ans et plus étaient en bonne santé selon l'autoévaluation de leur santé générale et de leur santé mentale et selon les mesures de leur capacité fonctionnelle et de leur autonomie (figure 2). Bien entendu, la prévalence de la bonne santé diminue avec l'âge. Néanmoins, même jusqu'à l'âge de 85 ans, au moins la moitié de la population était en bonne santé en 2009. Chez les aînés, les hommes étaient plus susceptibles que les femmes d'être en bonne santé, une différence qui n'a pas

Figure 1
Répartition en pourcentage de la population à domicile de 45 à 64 ans et de 65 ans et plus selon le nombre de problèmes de santé chroniques diagnostiqués, Canada, 2009



* différence significative comparativement à l'estimation pour le groupe d'âge de 45 à 64 ans (p < 0,05)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Figure 2
Prévalence de la bonne santé, selon le groupe d'âge, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, 2000-2001 et 2009



* données considérablement différentes de l'estimation de 2000-2001 (p < 0,05)
Nota : En 2000-2001, le facteur de la dépression a été utilisé au lieu de l'autoévaluation de la santé mentale.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001.

été relevée chez le groupe d'âge plus jeune (tableau 2). Les niveaux supérieurs de scolarité étaient positivement associés à une bonne santé, comme d'ailleurs une forme ou une autre de modalités de vie commune. Comme on pouvait s'y attendre, plus les personnes présentaient de problèmes de santé chroniques, moins elles étaient susceptibles d'être en bonne santé.

Entre 2000-2001 et 2009, la prévalence de la bonne santé s'est accrue significativement chez presque tous les groupes d'âge (figure 2). Les quatre facteurs de la bonne santé, c'est-à-dire l'état de santé général autoévalué, l'état de santé mentale autoévalué, les capacités fonctionnelles et l'autonomie, ont tous contribué à cette hausse (données non présentées).

Seuls les aînés les plus âgés (85 ans et plus) n'ont pas démontré d'amélioration significative de leur bonne santé au cours de la période de neuf ans. On a observé une hausse significative des pourcentages de bonne santé générale et de santé fonctionnelle autoévaluées, mais le pourcentage des personnes autonomes pour les activités de la vie quotidienne (AVQ/AIVQ) montre une légère baisse (données non présentées). La diminution pourrait refléter des changements dans les questions sur les AVQ/AIVQ entre l'ESCC de 2000-2001 et de 2009 (voir la rubrique *Les données*). La diminution de la prévalence de l'autonomie dans les AVQ/AIVQ a probablement contrebalancé les hausses des autres facteurs, de sorte qu'il n'y a pas eu de variation nette du pourcentage d'aînés de plus de 85 ans en bonne santé pour la période.

Facteurs favorables à la santé

Le développement de problèmes de santé chroniques n'est pas inévitable. Bien que la prédisposition génétique joue un rôle dans cette évolution, certains facteurs sur lesquels les personnes ont une emprise peuvent prévenir le développement de problèmes de santé chroniques ou

Tableau 2
Prévalence de la bonne santé, selon le groupe d'âge et d'autres caractéristiques sélectionnées, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, 2009

	45 à 64 ans			65 ans et plus		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristiques	%	de	à	%	de	à
Total	**76,2**	**74,9**	**77,5**	**55,5**	**54,3**	**56,7**
Facteurs sociodémographiques						
Sexe						
Hommes	76,5	74,5	78,4	59,0*	57,2	60,7
Femmes†	75,9	74,1	77,7	52,6	51,1	54,1
Scolarité						
Pas de diplôme d'études secondaires	59,0*	54,1	63,8	46,5*	44,3	48,8
Diplôme d'études secondaires†	71,3	68,2	74,3	54,7	52,0	57,3
Diplôme postsecondaire	79,1*	77,7	80,5	60,9*	59,2	62,6
Vit seul						
Oui	70,6*	67,8	73,2	50,1*	48,4	51,7
Non†	77,1	75,7	78,5	57,8	56,2	59,3
Nombre de problèmes de santé chroniques						
Aucun	90,7	89,2	92,0	81,4	78,8	83,7
1	77,9*	75,4	80,1	74,0*	71,7	76,2
2	65,9*	62,5	69,2	62,1*	59,6	64,6
3	46,6*	41,9	51,5	48,9*	46,3	51,6
4 ou plus	31,8*	27,4	36,6	26,6*	24,5	28,8
Facteurs favorables à la santé						
Situation d'usage du tabac						
Fumeur quotidien ou a cessé au cours des 15 dernières années†	69,7	67,3	72,0	50,3	47,7	53,0
N'a jamais fumé quotidiennement ou a cessé de fumer il y a plus de 15 ans	79,7*	78,2	81,1	56,7*	55,4	58,0
Indice de masse corporelle (IMC)						
Obèse†	69,5	66,4	72,4	46,4	43,6	49,3
Non obèse	79,1*	77,7	80,4	59,5*	58,3	60,8
Dort bien						
Oui	81,2*	79,9	82,4	61,2*	59,9	62,5
Non†	59,8	56,5	63,0	40,5	37,9	43,2
Consommation quotidienne de fruits et de légumes						
Au moins 5 fois par jour	83,2*	81,6	84,7	62,9*	61,1	64,7
Moins de 5 fois par jour†	72,7	70,9	74,4	52,8	51,4	54,3
Bonne santé buccodentaire						
Oui	79,3*	78,0	80,6	58,3*	57,1	59,5
Non†	54,2	50,2	58,1	34,2	31,2	37,2
Marche fréquente						
Oui	79,2*	77,4	80,8	63,4*	61,7	65,0
Non†	73,8	72,0	75,5	49,0	47,3	50,7
Participation sociale fréquente						
Oui	79,2*	77,8	80,5	59,8*	58,5	61,1
Non†	68,7	65,8	71,5	43,2	40,8	45,6
Faible niveau de stress quotidien						
Oui	83,5*	81,7	85,1	60,7*	59,2	62,1
Non†	72,5	70,7	74,3	48,8	46,9	50,7

† catégorie de référence; pour le nombre de problèmes chroniques, la catégorie de référence est le chiffre précédent
* estimation significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

en limiter la gravité. Huit facteurs modifiables sont ici étudiés : l'usage du tabac, l'IMC, l'activité physique, le régime alimentaire, le sommeil, la santé buccodentaire, le stress et la participation sociale.

La grande majorité des adultes, soit 84 % des personnes âgées de 45 à 64 ans et 91 % des aînés, ont déclaré présenter au moins quatre tendances positives en lien avec ces facteurs (tableau 3). En fait, plus de la moitié des aînés (53 %) ont déclaré présenter au moins six de ces tendances, comparativement à 37 % des personnes âgées de 45 à 64 ans.

De plus, 82 % des aînés n'avaient jamais fumé ou avaient cessé depuis au moins 15 ans, comparativement à 65 % de la génération plus jeune. Par ailleurs, les aînés étaient moins susceptibles d'être obèses et plus susceptibles de consommer le nombre recommandé de portions de fruits et légumes. Ces différences pourraient refléter un « effet de survivant en bonne santé » par lequel les personnes qui ne fument pas, qui mangent bien et surveillent leur poids ont une plus grande probabilité de longévité. En revanche, il est possible que certains aînés qui avaient des tendances favorables à la santé aient eu des problèmes de santé et y aient réagi avec des changements positifs. Il est aussi possible que d'autres différences soient associées à la retraite ou à des changements d'emploi du temps associés à l'âge. Par exemple, 57 % des aînés ont déclaré ne vivre qu'un faible niveau de stress quotidien, comparativement à 34 % des adultes d'âge mûr. Les aînés étaient légèrement plus susceptibles d'avoir une participation sociale fréquente : 75 % par rapport à 72 % pour la génération plus jeune.

Pour ce qui est des autres facteurs, on n'a constaté aucune différence appréciable en fonction de l'âge. Plus des trois quarts des répondants de chacun des groupes ont affirmé bien dormir, et près de 90 % ont déclaré avoir une bonne santé buccodentaire. Moins de la moitié des répondants ont indiqué marcher fréquemment, un facteur mesurant l'activité physique.

Tableau 3
Prévalence des facteurs favorables à la santé, selon le groupe d'âge, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, 2009

	45 à 64 ans			65 ans et plus		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Facteurs favorables à la santé	%	de	à	%	de	à
N'a jamais fumé quotidiennement ou a cessé de fumer il y a plus de 15 ans	65,4	64,0	66,8	81,8*	80,9	82,7
Non obèse (indice de masse corporelle de moins de 30 kg/m^2)	76,8	75,3	78,1	81,1*	80,1	82,0
Dort bien	78,2	77,0	79,4	78,6	77,7	79,5
Consommation de fruits et de légumes au moins 5 fois par jour	36,5	34,9	38,1	39,0*	37,7	40,3
Bonne santé buccodentaire	87,7	86,7	88,7	88,4	87,6	89,1
Marche fréquente	44,7	43,0	46,5	45,3	44,0	46,6
Participation sociale fréquente	71,8	70,2	73,3	75,0*	73,9	76,1
Faible niveau de stress quotidien	33,6	32,0	35,2	56,7*	55,5	57,9
Nombre de facteurs favorables à la santé						
0 à 2	5,5	4,9	6,2	2,4*	2,1	2,8
3	10,5	9,5	11,6	6,7*	6,1	7,3
4	20,4	19,0	21,8	14,6*	13,7	15,5
5	26,6	25,2	28,0	23,7*	22,7	24,7
6	21,9	20,6	23,3	27,1*	26,0	28,2
7	11,9	10,8	13,0	19,5*	18,5	20,5
8	3,2	2,7	3,9	6,0*	5,4	6,6

* différence significative comparativement à l'estimation pour le groupe d'âge de 45 à 64 ans ($p < 0,05$)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

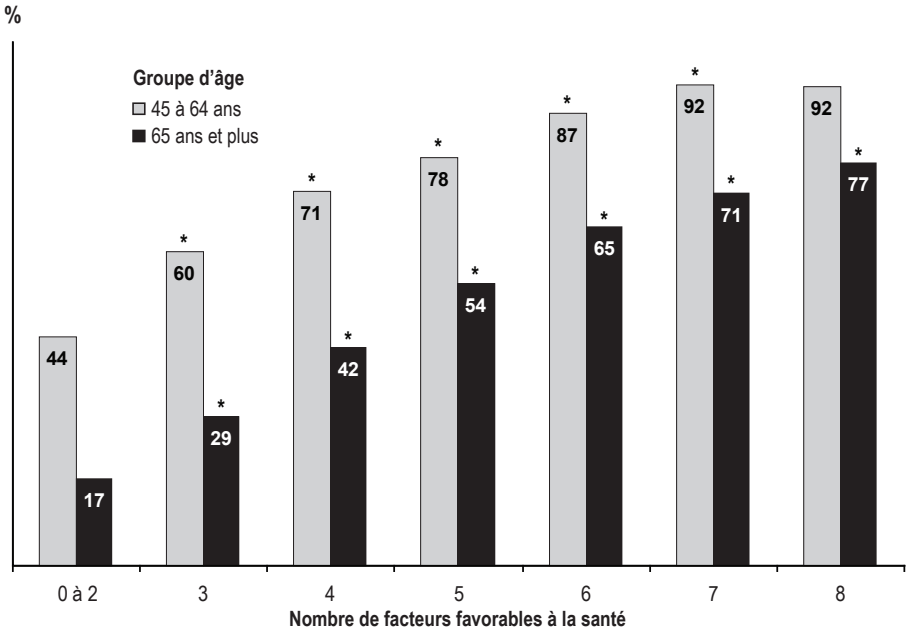
Associations avec une bonne santé

Comme on pouvait s'y attendre, le nombre de problèmes de santé chroniques diagnostiqués a présenté une association négative avec la bonne santé (tableau 2). Parallèlement, les facteurs modifiables étudiés dans le cadre de l'étude ont tous été associés positivement avec la bonne santé. Les personnes qui ne fumaient pas, qui marchaient fréquemment et qui n'étaient pas obèses étaient plus susceptibles d'être en bonne santé que les personnes qui ne présentaient pas ces caractéristiques. Les associations positives étaient aussi évidentes entre la bonne santé et la participation sociale fréquente, le faible niveau de stress quotidien, le fait de bien dormir, la bonne santé buccodentaire et la consommation de fruits et de légumes au moins cinq fois par jour.

On pourrait s'attendre à ce que les tendances favorables à la santé forment des groupes à l'échelle individuelle. Cependant, lorsque les huit facteurs ont été contrôlés simultanément dans le cadre de modèles multivariés avec les facteurs sociodémographiques, chacun des facteurs a été associé de manière indépendante à la bonne santé pour chacun des deux groupes (annexe, tableau A). Pour la plupart, les associations relevées se sont maintenues même lorsque le nombre de problèmes de santé chroniques a été pris en compte (annexe, tableau B).

Les résultats de l'analyse tendent à démontrer que les avantages des tendances favorables à la santé sont cumulatifs (figure 3). De manière générale, la probabilité de bonne santé augmentait avec chaque facteur favorable à la santé supplémentaire. Plus de trois quarts (77 %) des aînés ayant déclaré avoir des tendances positives pour chacun des huit facteurs étaient en bonne santé. Chez les personnes de 45 à 64 ans, cette proportion atteignait 92 %. Bien que le vieillissement soit associé au déclin de la santé, les aînés présentant des tendances positives pour au moins cinq des facteurs étaient plus susceptibles d'être en bonne santé que les adultes de 45 à 64 ans démontrant des tendances positives pour deux facteurs ou moins.

Figure 3
Prévalence de la bonne santé, selon le nombre de facteurs favorables à la santé et selon le groupe d'âge, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, 2009



* différence significative comparativement à l'estimation pour la catégorie précédente du même groupe d'âge ($p < 0,05$)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001.

Même si des données longitudinales tendent à montrer que bon nombre des facteurs favorables à la santé ont une incidence sur la santé[27,28], la nature transversale de l'ESCC – Vieillissement en santé ne permet pas d'établir l'ordre temporel des événements. Il est possible et probable que les relations entre les facteurs favorables à la santé et l'état de santé aient aussi l'effet inverse. La mauvaise santé, par exemple, peut nuire à la capacité de faire de l'exercice régulièrement, de bien dormir et de fréquenter des gens. Le fait de vivre avec une maladie chronique peut se révéler stressant. De surcroît, la maladie peut faire en sorte que les personnes se retrouvent sans les ressources nécessaires pour contrôler leur poids, préparer des repas sains ou améliorer leur santé buccodentaire. Néanmoins, l'importance de ces facteurs pour le maintien d'une bonne santé reste démontrée.

Conclusion

La population du Canada vieillit, et à mesure que les baby-boomers atteindront l'âge de 65 ans, au cours des deux prochaines décennies, ce changement démographique s'accélérera. L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé de 2009 montre que même en présence de certains problèmes de santé chroniques, 76 % des adultes de 45 à 64 ans et 56 % des aînés vivant à domicile (par opposition à vivant dans un établissement de soins de longue durée) étaient en bonne santé selon leur perception de leur santé générale, de leur santé mentale, de leurs capacités fonctionnelles et de leur autonomie pour les activités de la vie quotidienne. De même, les Canadiens du milieu à la fin de la vie étaient légèrement plus susceptibles d'être en bonne santé en 2009 qu'ils ne l'étaient près d'une décennie plus tôt.

Divers facteurs sur lesquels chaque personne a une certaine emprise ont été associés à la bonne santé. L'étude a révélé que ne pas fumer, contrôler son poids, faire régulièrement de l'exercice, consommer des fruits et des légumes, bien dormir, avoir une bonne hygiène buccodentaire, réduire les sources de stress et participer à des activités avec des membres de la famille et des amis présentaient une association cumulative avec la bonne santé. Une grande majorité des répondants ont déclaré démontrer au moins quatre de ces tendances favorables à la santé. ■

Remerciements

Statistique Canada remercie tous les participants de leur contribution et de leurs conseils au cours de la préparation de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé. Le contenu de l'étude a été préparé par la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, en collaboration avec Santé Canada et l'Agence de la santé publique du Canada, ainsi que d'experts chargés de l'Étude longitudinale canadienne sur le vieillissement (ELCV), une importante initiative stratégique des Instituts de recherche en santé du Canada. Les consultations ont aussi fait intervenir des représentants de Ressources humaines et Développement des compétences Canada et des ministères provinciaux et territoriaux de la Santé. L'ajout de 5 000 répondants âgés de 45 à 54 ans a été financé par l'ELCV.

Références

1. Statistique Canada, *Projections démographiques pour le Canada, les provinces et les territoires* (nº 91-520 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2010.
2. W.B. Dalziel, « Demographics, aging and health care: Is there a crisis? (editorial) », *Canadian Medical Association Journal*, 155(11), 1996, p. 1584-1586.
3. Nations Unies, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, *World Population Ageing: 1950-2050,* New York, United Nations Publications, 2001.
4. R.J. Romanow, *Guidé par nos valeurs : l'avenir des soins de santé au Canada – Rapport final*, Saskatoon, Commission sur l'avenir des soins de santé au Canada, 2002, disponible à l'adresse http://dsp-psd.pwgsc.gc.ca/Collection/CP32-85-2002F.pdf (consulté le 4 mai 2010).
5. Conseil canadien de la santé, *L'importance de renouveler les soins de santé : apprendre de l'expérience de Canadiens souffrant de maladies chroniques*, Toronto, Conseil de la santé, 2007, disponible à l'adresse http://www.healthcouncilcanada.ca (consulté le 14 mai 2010).
6. H. Trottier, L. Martel, C. Houle et al., « Vieillir chez soi ou en établissement : à quoi cela tient-il? », *Rapports sur la santé*, 11(4), 2000, p. 55-68 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
7. L. Martel, A. Bélanger et J.-M. Berthelot, « Perte et regain de l'autonomie chez les personnes âgées », 13(4), *Rapports sur la santé*, 2002, p. 37-52.
8. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, nº 12-001 au catalogue).
9. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5(3), 1996, p. 281-310.
10. Statistique Canada, « Certaines caractéristiques des logements collectifs et de la population (25) et type de logement collectif (17) pour la population dans les logements collectifs, pour le Canada, les provinces et les territoires, Recensement de 2006 - Données intégrales (100 %) », Recensement du Canada de 2006 : Tableaux thématiques.
11. L. Martel, A. Bélanger, J.-M. Berthelot et Y. Carrière, *En santé aujourd'hui, en santé demain? Résultats de l'Enquête nationale sur la santé de la population : Vieillir en santé* (composante du produit nº 82-618 au catalogue de Statistique Canada), 1(4), 2005.
12. M. Shields et L. Martel, « Des aînés en bonne santé », *Rapports sur la santé*, 16(suppl.), 2005, p. 7-21 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
13. Organisation mondiale de la santé (OMS), disponible à l'adresse http://www.who.int/en/ (consulté le 14 mai 2010).
14. T.K. Young, *Population Health Concepts and Methods (Second Edition*), Toronto, Oxford University Press, 2005.
15. Organisation mondiale de la Santé, *Global Health Risks: Mortality and Burden of Disease Attributable to Selected Major Risks*, Genève, Presses de l'Organisation mondiale de la santé, 2009.
16. K. Wilkins et E. Park, « Problèmes de santé chroniques, incapacités physiques et dépendance à l'égard d'autrui chez les personnes âgées qui vivent dans la collectivité », *Rapports sur la santé*, 8(3), 1996, p. 7-15 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
17. K. Wilkins, « Chutes, gens âgés et recours aux services de santé », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 47-57 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
18. G. Carrière, « Résultats des fractures de la hanche chez la population à domicile », *Rapports sur la santé*, 18(4), 2007, p. 41-47 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
19. P. Ramage-Morin, « Consommation de médicaments chez les Canadiens âgés », *Rapports sur la santé*, 20(1), 2009, p. 39-47 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
20. C. Pérez, « Travailleurs et maux de dos chroniques », *Rapports sur la santé*, 12(1), 2000, p. 45-60 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
21. S.E Schultz et J.A Kopec, « Effet des problèmes chroniques », *Rapports sur la santé*, 14(4), 2003, p. 41-50 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
22. L. Ferrucci, F. Giallauria et J.M. Guralnik, « Epidemiology of aging », *Radiologic Clinics of North America,* 46(4), 2008, p. 643-v. doi:10.1016/j.rcl.2008.07.005.
23. P. Ramage-Morin, « Douleur chronique chez les personnes âgées », *Rapports sur la santé*, 19(1), 2008, p. 37-52 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
24. K. Cranswick, « De l'aide à portée de la main : déménager pour recevoir ou offrir de l'aide », *Tendances sociales canadiennes,* 55, hiver, 1999, p. 12-13.
25. J.L. Wolff, B. Starfield et G.A. Anderson, « Prevalence, expenditures and complications of multiple chronic conditions in the elderly », *Archives of Internal Medicine,* 162, 2002, p. 2269-2276.
26. H. Gilmour et J. Park, « Dépendence, problèmes chronique et douleur chez les personnes âgées », *Rapports sur la santé*, 16(supplément), 2005, p. 21-31 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
27. C. de Oliveira, R. Watt et M. Hammer, « Toothbrushing, inflammation, and risk of cardiovascular disease: results from Scottish Health Survey », *British Medical Journal,* 2010, p. 340:c2451. doi: 10.1136/bmj.c2451.
28. W. Lee, S. Nagubadi, M.H. Kryger et B. Mokhlesi, « Epidemiology of obstructive sleep apnea: A population-based perspective », *Expert Review of Respiratory Medicine,* 2(3), 2008, p. 349-364. doi: 10.1586/17476348.2.3.349.

Annexe

Tableau A
Rapports de cotes corrigés reliant des facteurs sociodémographiques et des facteurs favorables à la santé à la bonne santé, selon le groupe d'âge, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, 2009

	45 à 64 ans			65 ans et plus		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristiques	Rapports de cotes corrigés	de	à	Rapports de cotes corrigés	de	à
Facteurs sociodémographiques						
Sexe						
Hommes	1,1	0,9	1,3	1,1*	1,0	1,3
Femmes†	1,0	…	…	1,0	…	…
Âge (continu)	0,96*	0,95	0,97	0,91*	0,90	0,92
Scolarité						
Pas de diplôme d'études secondaires	0,7*	0,5	0,9	0,9	0,7	1,0
Diplôme d'études secondaires†	1,0	…	…	1,0	…	…
Diplôme postsecondaire	1,2*	1,0	1,5	1,1	0,9	1,3
Vit seul						
Oui	0,8*	0,7	1,0	1,0	0,9	1,1
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…
Facteurs favorables à la santé						
Situation d'usage du tabac						
Fumeur quotidien ou a cessé au cours des 15 dernières années†	1,0	…	…	1,0	…	…
N'a jamais fumé quotidiennement ou a cessé de fumer il y a plus de 15 ans	1,3*	1,1	1,5	1,5*	1,3	1,7
Indice de masse corporelle (IMC)						
Obèse†	1,0	…	…	1,0	…	…
Non obèse	1,6*	1,3	1,9	2,0*	1,7	2,3
Dort bien						
Oui	2,5*	2,1	2,9	2,0*	1,7	2,3
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…
Consommation quotidienne de fruits et de légumes						
Au moins 5 fois par jour	1,5*	1,3	1,7	1,3*	1,2	1,4
Moins de 5 fois par jour†	1,0	…	…	1,0	…	…
Bonne santé buccodentaire						
Oui	2,9*	2,4	3,5	2,1*	1,7	2,4
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…
Marche fréquente						
Oui	1,2*	1,0	1,4	1,5*	1,3	1,6
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…
Participation sociale fréquente						
Oui	1,4*	1,2	1,7	1,5*	1,4	1,7
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…
Faible niveau de stress quotidien						
Oui	1,8*	1,5	2,1	1,7*	1,5	1,9
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…

† catégorie de référence
* estimation significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Tableau B
Rapports de cotes corrigés reliant des facteurs sociodémographiques, des facteurs favorables à la santé et le nombre de problèmes de santé chroniques à la bonne santé, selon le groupe d'âge, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, 2009

	45 à 64 ans			65 ans et plus		
	Rapports de cotes corrigés	Intervalle de confiance à 95 %		Rapports de cotes corrigés	Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristiques		de	à		de	à
Facteurs sociodémographiques						
Sexe						
Hommes	1,0	0,8	1,2	1,0	0,9	1,1
Femmes†	1,0	…	…	1,0	…	…
Âge (continu)	1,00	0,98	1,01	0,92*	0,92	0,93
Scolarité						
Pas de diplôme d'études secondaires	0,7*	0,5	1,0	0,9	0,7	1,1
Diplôme d'études secondaires†	1,0	…	…	1,0	…	…
Diplôme postsecondaire	1,2	1,0	1,4	1,1	0,9	1,3
Vit seul						
Oui	0,8	0,7	1,0	1,0	0,9	1,1
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…
Facteurs favorables à la santé						
Situation d'usage du tabac						
Fumeur quotidien ou a cessé au cours des 15 dernières années†	1,0	…	…	1,0	…	…
N'a jamais fumé quotidiennement ou a cessé de fumer il y a plus de 15 ans	1,2	1,0	1,4	1,4*	1,2	1,6
Indice de masse corporelle (IMC)						
Obèse†	1,0	…	…	1,0	…	…
Non obèse	1,1	0,9	1,3	1,6*	1,4	1,9
Dort bien						
Oui	1,9*	1,6	2,2	1,7*	1,5	2,0
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…
Consommation quotidienne de fruits et de légumes						
Au moins 5 fois par jour	1,4*	1,2	1,7	1,3*	1,2	1,5
Moins de 5 fois par jour†	1,0	…	…	1,0	…	…
Bonne santé buccodentaire						
Oui	2,6*	2,1	3,2	1,8*	1,6	2,2
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…
Marche fréquente						
Oui	1,2*	1,0	1,4	1,4*	1,2	1,6
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…
Participation sociale fréquente						
Oui	1,4*	1,2	1,7	1,5*	1,3	1,7
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…
Faible niveau de stress quotidien						
Oui	1,6*	1,4	1,9	1,6*	1,4	1,7
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…
Nombre de problèmes de santé chroniques						
Aucun†	1,0	…	…	1,0	…	…
1	0,4*	0,3	0,5	0,7*	0,6	0,9
2	0,2*	0,2	0,3	0,5*	0,4	0,6
3	0,1*	0,1	0,2	0,3*	0,2	0,4
4 ou plus	0,1*	0,1	0,1	0,1*	0,1	0,2

† catégorie de référence
* estimation significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Mise à jour sur la survie au cancer

par Larry F. Ellison et Kathryn Wilkins

Résumé
Statistique Canada produit régulièrement des estimations de la survie au cancer obtenues par analyse de cohortes, dont les plus récentes sont fondées sur les cas diagnostiqués de 1992 à 2000. Le présent rapport donne des estimations de la survie prévue pour les cas diagnostiqués plus récemment. Les estimations de la survie relative normalisées selon le siège de cancer et l'âge ont été calculées pour 2004-2006 à partir des enregistrements du Registre canadien du cancer couplés à ceux de la Base canadienne de données sur l'état civil – Décès. Le ratio de survie relative (RSR) à cinq ans est de 62 % pour tous les types de cancer confondus et va de 6 % pour le cancer du pancréas à 98 % pour le cancer de la thyroïde. Le RSR est habituellement plus élevé aux âges plus jeunes qu'aux âges plus avancés, des exceptions s'observant dans le cas de certains cancers répandus. De 1992-1994 à 2004-2006, le RSR à cinq ans pour un certain nombre de cancers a augmenté, en général légèrement, mais dans certains cas appréciablement (p. ex., le RSR normalisé selon l'âge est passé de 51 % à 63 % dans le cas du lymphome non hodgkinien, de 44 % à 54 % pour la leucémie et de 9 % à 17 % pour le cancer du foie).

Mots-clés
Analyse de survie, néoplasmes, pronostic, registres, surveillance de la population.

Auteurs
Larry F. Ellison (1-613-951-5244; Larry.Ellison@statcan.gc.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé et Kathryn Wilkins (1-613-951-1769; Kathryn.Wilkins@statcan.gc.ca), à la Division de l'analyse de la santé, à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Un diagnostic de cancer ne signifie pas habituellement que la mort est imminente. Selon les prévisions, le taux de survie à cinq ans des Canadiens chez lesquels une tumeur invasive a été diagnostiquée représentera en moyenne 62 % de celui d'un groupe autrement similaire de personnes non atteintes de cancer. Bien entendu, le terme « cancer » s'entend d'une myriade de tumeurs malignes, chacune étant associée à une maladie et à un pronostic distincts. Certains cancers sont beaucoup plus mortels et évoluent dans un délai plus court que d'autres.

Le couplage du Registre canadien du cancer (RCC) à la Base canadienne de données sur l'état civil – Décès a permis de calculer des statistiques sur la survie relative. Statistique Canada publie régulièrement des estimations de la survie au cancer obtenues par analyse de cohortes[1], les plus récentes portant sur les cas diagnostiqués de 1992 à 2000. Le présent rapport fournit les estimations de la survie prévue pour les cas diagnostiqués en 2004-2006. Les estimations de la survie relative selon la durée et l'âge sont calculées pour 23 des cancers les plus répandus chez les Canadiens de 15 à 99 ans; les estimations de la survie à cinq ans pour les cas diagnostiqués en 2004-2006 sont comparées à celles pour les cas diagnostiqués en 1992-1994.

La survie varie selon le type de cancer

Pour tous les cancers confondus, le ratio de survie relative (RSR) à cinq ans a été estimé à 62 %; autrement dit, la probabilité prévue de survivre cinq ans après un diagnostic de cancer posé en 2004-2006 représente environ les trois cinquièmes de la probabilité de survie des personnes n'ayant pas reçu un diagnostic de cancer (tableau 1). Le RSR à dix ans est presque aussi élevé, soit de 58 %. Les RSR à cinq ans vont de 6 % pour le cancer du pancréas à 98 % pour le cancer de la thyroïde. Le ratio de survie relative est élevé pour les cancers de la prostate (96 %) et des testicules (95 %), le mélanome de la peau (89 %) et le cancer du sein (88 %). Les sièges de cancer pour lesquels le RSR à cinq ans

Les données

Les données sur l'incidence du cancer sont tirées de la version de juillet 2010 du Registre canadien du cancer (RCC), base de données dynamique, axée sur la personne et représentative de la population, tenue à jour par Statistique Canada. Le RCC contient des renseignements sur les cas de cancer diagnostiqués depuis 1992, tirés des rapports de tous les registres provinciaux et territoriaux du cancer.

Un fichier contenant les enregistrements des cas de cancer invasif et des cas de cancer *in situ* de la vessie (ces derniers sont déclarés par chaque province et territoire sauf l'Ontario) a été créé selon les règles de codage des tumeurs primaires multiples du Centre international de recherche sur le cancer[2]. Les cas de cancer ont été classés en se fondant sur la *Classification internationale des maladies: oncologie, 3e édition*[3] et groupés en fonction des définitions du Surveillance, Epidemiology, and End Results (SEER) Program, le mésothéliome et le sarcome de Kaposi étant présentés séparément[4].

Le suivi de la mortalité jusqu'au 31 décembre 2006, inclusivement, a été réalisé par couplage avec la Base canadienne de données sur la statistique de l'état civil – Décès (excluant les décès enregistrés dans la province de Québec) et d'après les renseignements déclarés par les registres provinciaux et territoriaux du cancer. Dans le cas d'un décès déclaré par un registre provincial mais non confirmé par couplage d'enregistrements, on a supposé que la personne était décédée à la date indiquée par le registre déclarant.

Les analyses portent sur toutes les tumeurs primaires chez une personne, une approche qui devient pratique courante depuis que l'on remet en question celle de faire porter l'analyse uniquement sur les premiers cancers primaires[5,6]. L'effet de l'inclusion de cancers multiples dans les analyses de la survie a été étudié à l'échelle internationale[5,6] et au Canada[7]. Les données pour la province de Québec ont été exclues de l'analyse principalement à cause de problèmes liés à la détermination exacte du statut vital des cas. Ont été exclus de l'analyse également les enregistrements pour lesquels : la personne avait moins de 15 ans ou plus de 99 ans au moment du diagnostic; le diagnostic avait été établi par autopsie ou d'après le certificat de décès; l'année de naissance ou de décès était inconnue.

On a estimé la survie relative[8]. La survie relative s'entend du ratio de la proportion de cas de survie observés pour un groupe de personnes atteintes d'un cancer à la proportion de cas de survie que l'on s'attendrait à observer chez les membres de la population générale en principe exempts de cancer et ayant par ailleurs les mêmes caractéristiques influant sur la survie que le groupe des personnes atteintes d'un cancer[8]. Les analyses de la survie sont fondées sur un algorithme qui est accessible au public[9] et auquel ont été apportées certaines adaptations mineures. Les proportions prévues de cas de survie ont été calculées d'après des tables de mortalité provinciales complètes selon le sexe, en utilisant l'approche d'Ederer II[10]. D'autres détails sur la méthodologie d'analyse de la survie sont fournis ailleurs[1].

La méthode d'analyse de la survie au cancer reposant sur l'analyse de cohortes porte seulement sur les cas diagnostiqués au cours d'années civiles déterminées et pour lesquels il est possible de faire le suivi pendant la période d'intérêt complète (p. ex., cinq ans). Les estimations de la survie à long terme calculées par la méthode des cohortes ne reflètent pas nécessairement l'expérience de survie à long terme prévue pour les personnes nouvellement diagnostiquées si le pronostic a changé dernièrement. Pour régler ce problème, on a procédé à une analyse par période afin d'obtenir des estimations plus à jour de la survie à long terme[11,12]. Selon cette méthode, les données de suivi ne portent pas sur une cohorte de patients déterminée. Les estimations sont fondées plutôt sur l'hypothèse selon laquelle les personnes diagnostiquées au cours de la période d'intérêt auront les probabilités de survie conditionnelles observées plus récemment. Lorsque la survie s'améliore de façon générale, une estimation de période a tendance à être une prédiction prudente de la survie qui est observée ultérieurement[13-16].

Des estimations de la survie par période fondées sur les données du RCC ont été publiées de façon ponctuelle[17-19] et à un niveau de détail inférieur à celui des estimations par cohorte. Statistique Canada publie régulièrement des estimations de la survie obtenues par analyse de cohortes remontant aux cas diagnostiqués en 1992; la toute dernière publication comprend les cas diagnostiqués aussi récemment qu'en 2000 et suivis jusqu'en 2005[1].

Aux fins du présent rapport, les ratios de survie relative (RSR) pour les cas diagnostiqués en 1992-1994 ont été calculés par la méthode d'analyse de cohortes; les RSR prévus pour 2004-2006 ont été calculés par la méthode d'analyse par période. On a calculé les estimations normalisées selon l'âge par la méthode directe, en pondérant les estimations selon l'âge pour un siège de cancer particulier en fonction de la répartition selon l'âge des personnes chez lesquelles ce type de cancer a été diagnostiqué de 1992 à 2001.

est faible comprennent l'œsophage (13 %), le poumon et les bronches (16 %) et le foie (18 %).

Mis à part quelques exceptions importantes dans le cas de certains cancers, on observe de façon générale une diminution assez marquée de la survie relative au cours de l'année suivant le diagnostic, une baisse un peu plus lente au fil des deux années suivantes, puis une diminution plus faible au cours de la période de trois à cinq ans après le diagnostic. De cinq à dix ans après le diagnostic, la diminution de la survie est habituellement, mais non invariablement, petite.

Au cours de l'année suivant le diagnostic, le cancer le plus mortel est celui du pancréas, le RSR à un an étant de 21 %. On observe également un RSR à un an faible pour les cancers de l'œsophage (37 %), du poumon et des bronches (39 %) ainsi que du foie (40 %). Un à trois ans après le diagnostic, parmi tous les cancers, les RSR au myélome multiple, au cancer de l'ovaire et au cancer de l'œsophage affichent la plus forte diminution, soit d'un peu plus de 20 points de pourcentage dans chaque cas.

Au cours de la période de trois à cinq ans suivant le diagnostic, les RSR au myélome multiple et au cancer de l'ovaire affichent les diminutions les plus marquées, soit de 13 et 11 points de pourcentage, respectivement. De cinq à dix ans après le diagnostic, les RSR à la plupart des cancers diminuent de moins de 5 points de pourcentage. Les exceptions les plus notables comprennent le myélome multiple et le cancer du larynx, auxquels le ratio de survie relative diminue de 15 et 11 points de pourcentage, respectivement.

Parmi les cancers au ratio de survie élevé, on observe une diminution relativement importante, soit de 6 points de pourcentage, du RSR au cancer du sein après cinq ans. Dans le cas des cancers de la prostate, des testicules et

Tableau 1
Ratios de survie relative prévus, selon le type de cancer et la durée de la survie, personnes de 15 à 99 ans au moment du diagnostic, Canada, Québec non compris, 2004 à 2006

	Durée de la survie											
	Un an			Trois ans			Cinq ans			Dix ans		
	RSR	Intervalle de confiance à 95 %		RSR	Intervalle de confiance à 95 %		RSR	Intervalle de confiance à 95 %		RSR	Intervalle de confiance à 95 %	
Type de cancer	%	de	à	%	de	à	%	de	à	%	de	à
Tous les cancers	**76**	**76**	**76**	**66**	**66**	**66**	**62**	**62**	**62**	**58**	**58**	**58**
Cavité buccale et pharynx	82	81	83	67	66	68	63	61	64	55	54	57
Œsophage	37	36	39	17	15	18	13	12	15	11	10	12
Estomac	47	45	48	28	27	29	24	23	25	22	21	23
Côlon et rectum	81	81	82	69	68	69	63	63	64	61	60	61
Foie	40	38	41	23	22	25	18	16	19	15	13	16
Pancréas	21	21	22	8	8	9	6	6	7	6	5	6
Larynx	85	83	87	71	69	73	64	62	66	53	50	56
Poumon et bronches	39	39	39	20	20	20	16	15	16	12	11	12
Mélanome de la peau	97	97	97	92	91	92	89	89	90	88	87	89
Sein	97	97	97	91	91	92	88	87	88	82	81	82
Col de l'utérus	88	87	89	76	75	78	73	71	74	70	68	71
Corps de l'utérus	94	93	95	88	87	89	85	85	86	84	83	85
Ovaire	74	73	76	53	52	55	42	41	44	35	33	36
Prostate	98	98	99	97	96	97	96	96	97	95	94	96
Testicules	98	97	98	96	95	97	95	94	96	95	94	96
Vessie (y compris in situ)	86	85	86	77	76	78	73	72	74	69	67	70
Rein et bassinet	79	78	80	71	70	72	67	66	68	63	62	64
Cerveau	46	44	47	27	26	28	23	21	24	18	17	19
Thyroïde	98	98	99	98	97	98	98	97	98	97	96	98
Lymphome hodgkinien	92	90	93	87	86	89	85	83	87	80	78	82
Lymphome non hodgkinien	78	77	79	68	68	69	63	62	64	54	53	55
Myélome multiple	73	71	74	50	49	52	37	35	38	22	20	24
Leucémie	70	69	71	61	59	62	55	54	56	46	44	47

Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

de la thyroïde, le RSR à dix ans après le diagnostic demeure pratiquement au même niveau qu'à un an (figure 1).

La survie varie selon l'âge

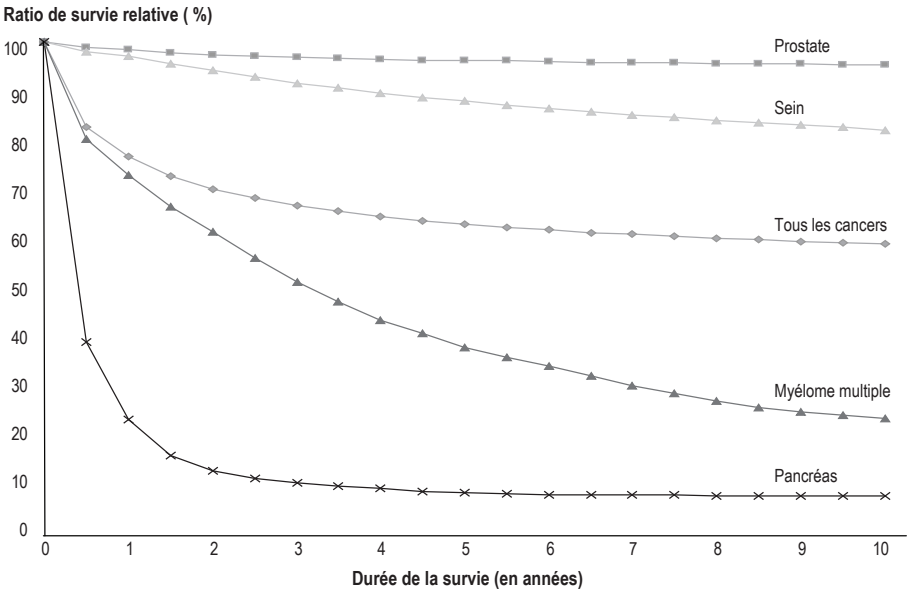
La survie relative varie selon l'âge. Pour la plupart des cancers, le RSR est plus élevé aux âges plus jeunes qu'aux âges plus avancés et, dans le cas de certains cancers, l'avantage de survie aux âges plus jeunes est assez marqué. Par exemple, chez les 15 à 44 ans, le RSR au cancer du cerveau à cinq ans est de 58 %, comparativement à 9 % chez les 65 à 74 ans et à 4 % chez les 75 à 99 ans (tableau 2).

Pour les autres cancers, lorsque le diagnostic a été posé avant 75 ans, le ratio de survie relative est comparable pour les quatre groupes d'âge (15 à 44 ans, 45 à 54 ans, 55 à 64 ans et 65 à 74 ans), mais il est plus faible chez les personnes ayant reçu un diagnostic entre 75 et 99 ans. À titre d'exemple, le RSR à cinq ans au cancer colorectal dans les quatre groupes d'âge plus jeunes va de 65 % à 68 %, tandis qu'il est de 58 % dans le groupe le plus âgé. Le RSR au cancer du sein est de 87 % à 90 % chez les moins de 75 ans, mais de 82 % chez les personnes qui étaient âgées de 75 à 99 ans au moment du diagnostic.

Les associations entre l'âge et la survie se dégagent plus clairement lorsqu'on examine des tranches d'âge plus serrées. Dans le cas du cancer du sein, un taux relatif de survie à cinq ans de 82 % a été déclaré ailleurs lorsque le diagnostic était posé avant 40 ans et dans le cas du cancer de la prostate, un taux de 82 % a été déclaré pour les hommes de 80 à 99 ans[20].

De 1992-1994 à 2004-2006, dans le cas de plusieurs cancers, la survie relative à cinq ans a augmenté, légèrement en général, mais appréciablement dans certains cas (figure 2). Par exemple, le RSR normalisé selon l'âge est passé de 51 % à 63 % pour le lymphome non hodgkinien, de 44 % à 54 % pour la leucémie et de 9 % à 17 % pour le cancer du foie. Pour d'autres sièges (vessie,

Figure 1
Ratios de survie relative à dix ans cumulatifs, certains cancers, Canada, Québec non compris, 2004 à 2006



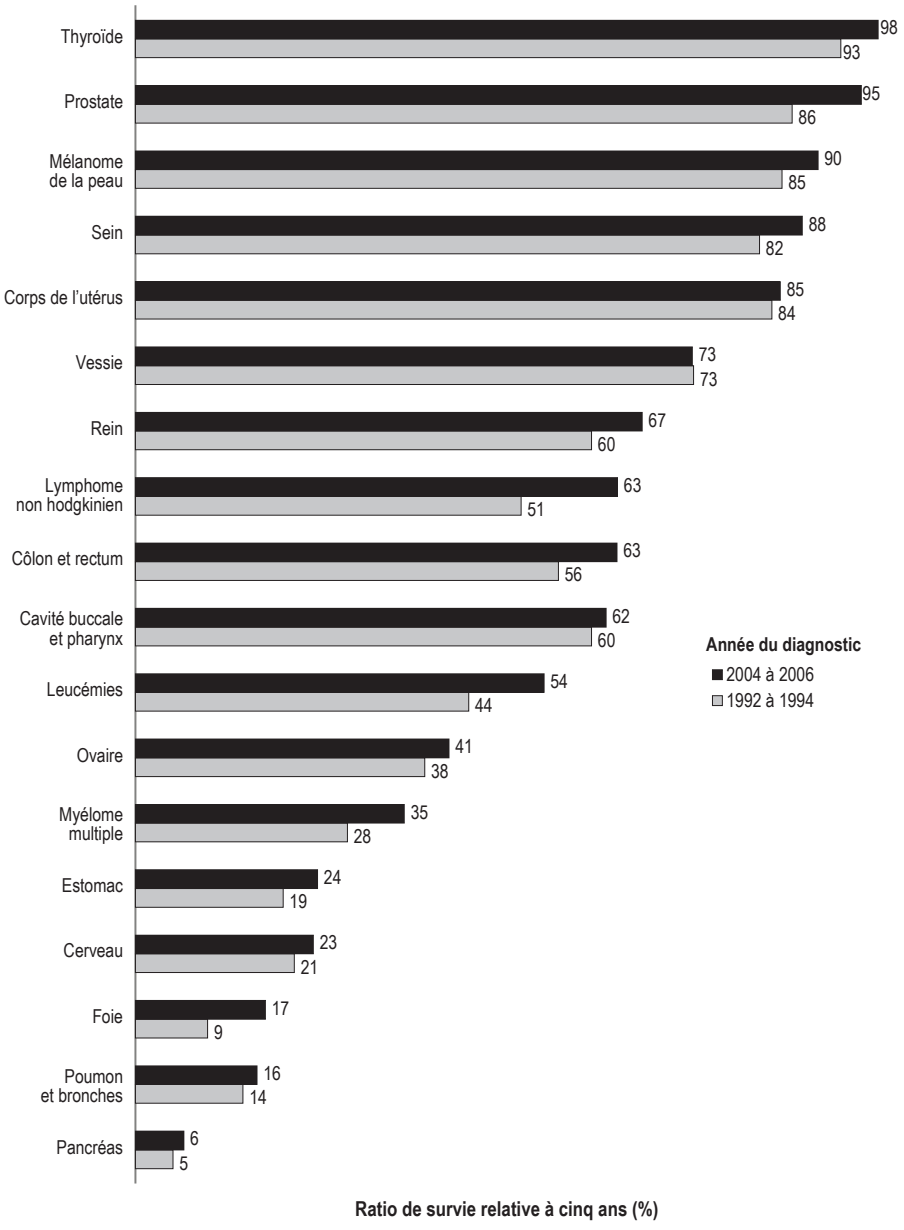
Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

Tableau 2
Ratios de survie relative (RSR) à cinq ans prévus, selon le type de cancer et le groupe d'âge, personnes de 15 à 99 ans au moment du diagnostic, Canada, Québec non compris, 2004 à 2006

	Groupe d'âge (en années)														
	15 à 44 ans			45 à 54 ans			55 à 64 ans			65 à 74 ans			75 à 99 ans		
	RSR	Intervalle de confiance à 95 %		RSR	Intervalle de confiance à 95 %		RSR	Intervalle de confiance à 95 %		RSR	Intervalle de confiance à 95 %		RSR	Intervalle de confiance à 95 %	
Type de cancer	%	de	à	%	de	à	%	de	à	%	de	à	%	de	à
Tous les cancers	**81**	**81**	**82**	**71**	**71**	**72**	**67**	**67**	**68**	**61**	**61**	**62**	**49**	**49**	**49**
Cavité buccale et pharynx	82	79	84	71	68	73	62	60	65	56	53	58	53	50	57
Œsophage	18	12	26	16	12	20	16	13	18	14	12	16	10	8	12
Estomac	35	30	40	28	24	31	28	25	31	26	24	28	18	17	20
Côlon et rectum	67	64	69	65	64	67	68	66	69	65	64	66	58	57	60
Foie	40	32	48	29	25	34	19	16	23	14	12	17	8	6	11
Pancréas	23	18	29	11	9	14	8	7	10	5	4	6	4	3	5
Larynx	82	70	90	70	64	75	66	62	69	60	56	64	63	57	69
Poumon et bronches	28	25	31	20	19	22	19	18	19	16	15	17	11	11	12
Mélanome de la peau	93	92	94	92	90	93	90	88	91	87	85	89	85	82	88
Sein	87	86	88	89	89	90	90	89	90	90	89	91	82	80	83
Col de l'utérus	84	82	86	71	68	74	69	65	74	57	51	62	42	36	49
Corps de l'utérus	89	87	92	92	91	94	89	88	90	82	80	84	76	73	79
Ovaire	73	70	76	57	54	60	44	41	46	32	30	35	20	18	23
Prostate	94	89	97	96	95	97	98	98	98	99	98	99	90	89	91
Testicules	96	95	97	95	91	97	91	80	97	-	-	-	-	-	-
Vessie (y compris *in situ*)	87	83	91	82	79	84	80	79	82	76	74	78	64	62	66
Rein et bassinet	85	82	87	75	73	77	71	69	73	65	63	67	54	51	56
Cerveau	58	55	61	27	24	31	13	11	15	9	7	11	4	2	5
Thyroïde	100	99	100	99	98	100	98	96	99	94	91	97	86	79	92
Lymphome hodgkinien	95	93	96	86	81	90	81	74	87	57	48	65	41	31	51
Lymphome non hodgkinien	78	76	80	76	74	78	72	70	73	59	57	61	45	43	47
Myélome multiple	64	55	71	61	56	65	50	46	53	34	31	37	21	19	24
Leucémie	68	65	70	71	68	74	66	64	69	55	52	57	38	36	40

- erreur-type > 0,05
Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

Figure 2
Ratios de survie relative à cinq ans normalisés selon l'âge pour les cas diagnostiqués de 1992 à 1994 et de 2004 à 2006, selon le type de cancer, personnes de 15 à 99 ans, Canada, Québec non compris



Source : Registre canadien du cancer, Statistique Canada et registres provinciaux et territoriaux du cancer.

corps de l'utérus et pancréas) les RSR normalisés selon l'âge ont été stables durant la période. Les hausses des RSR au fil du temps peuvent être attribuables au diagnostic posé à un stade plus précoce de la maladie, quand le traitement est plus efficace ou au point auquel la survie est artéfactuellement plus longue, ou encore à des traitements améliorés.

Conclusion

La survie au cancer dépend du type de cancer et de l'âge au moment du diagnostic. De façon générale, la survie relative est plus longue lorsque le cancer est diagnostiqué au début de l'âge adulte plutôt qu'à un âge plus avancé mais, dans le cas de certains des cancers les plus répandus, l'âge a moins d'incidence sur la survie. Les données laissent supposer que, depuis 1992-1994, le pronostic après le diagnostic s'est légèrement amélioré en général, et sensiblement dans le cas de plusieurs cancers.

Les statistiques tirées de l'expérience de survie au cancer de l'ensemble d'une population constituent un indicateur utile du fardeau de la maladie. Ces estimations reflètent la durée de survie moyenne de grands groupes de personnes et ne reflètent pas nécessairement les possibilités d'une personne de survivre pendant une période donnée. Le pronostic pour une personne qui a reçu un diagnostic de cancer tiendra compte de facteurs individuels susceptibles d'influer sur la survie comme la fragilité, la comorbidité, l'étape de la maladie au moment du dépistage, la modalité de traitement et la réponse au traitement. Néanmoins, les données fournissent d'excellents renseignements sur l'incidence de divers types de cancer après le diagnostic. ■

Remerciements

Le Registre canadien du cancer est tenu à jour par Statistique Canada. Il contient des données fournies par les registres provinciaux et territoriaux du cancer dont la collaboration est vivement appréciée.

Références

1. Statistique Canada, *Statistiques sur la survie au cancer* (Statistique Canada, nº 82-226-XIF-2009001 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2009, disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/pub/82-226-x/82-226-x2009001-fra.htm.
2. D.M. Parkin, V.W. Chen, J. Ferlay *et al.*, *Comparability and Quality Control in Cancer Registration* (IARC Technical Publication No. 19), Lyon, International Agency for Research on Cancer, 1994.
3. A. Fritz, C. Percy, A. Jack *et al.*, éd. *Classification internationale des maladies : oncologie, 3e édition,* Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2000.
4. M.J. Horner, L.A.G. Ries, M. Krapcho *et al.*, éd. *SEER Cancer Statistics Review, 1975-2006*, based on November 2008 SEER data submission, posted to the SEER web site, 2009, Bethesda, MD, National Cancer Institute, disponible à l'adresse http://seer.cancer.gov/csr/1975_2006/.
5. H. Brenner et T. Hakulinen, « Patients with previous cancer should not be excluded in international comparative cancer survival studies », *International Journal of Cancer*, 121, 2007, p. 2274-2278.
6. S. Rosso, R. De Angelis, L. Ciccolallo *et al.*, « Multiple tumours in survival estimates », *European Journal of Cancer*, 45, 2009, p. 1080-1094.
7. L.F. Ellison, « Measuring the effect of including multiple cancers in survival analyses using data from the Canadian Cancer Registry », *Cancer Epidemiology* (2010), doi :10.1016/j.canep.2010.06.015.
8. F. Ederer, L.M. Axtell et S.J. Cutler, « The relative survival rate: a statistical methodology », *National Cancer Institute Monographs,* 6, 1961, p. 101-121.
9. P.W. Dickman, *Population-based Cancer Survival Analysis*, disponible à l'adresse http://www.pauldickman.com/rsmodel/sas_colon/ (consulté en janvier 2010).
10. F. Ederer et H. Heise, *The effect of eliminating deaths from cancer on general population survival rates. Methodological note No. 11*, Bethesda, MD, End Results Evaluation section, National Cancer Institute, août 1959.
11. H. Brenner et O. Gefeller, « An alternative approach to monitoring cancer patient survival », *Cancer,* 78, 1996, p. 2004-2010.
12. H. Brenner et O. Gefeller, « Deriving more up-to-date estimates of long term patient survival », *Journal of Clinical Epidemiology*, 50, 1997, p. 211-216.
13. H. Brenner, B. Söderman et T. Hakulinen, « Use of period analysis for providing more up-to-date estimates of long term survival rates: empirical evaluation among 370,000 cancer patients in Finland », *International Journal of Epidemiology*, 31, 2002, p. 456-462.
14. H. Brenner, O. Gefeller et T. Hakulinen, « Period analysis for "up-to-date" cancer survival data: theory, empirical evaluation, computational realisation and applications », *European Journal of Cancer,* 40, 2004, p. 326-335.
15. M. Talbäck, M. Stenbeck et M. Rosén, « Up-to-date long term survival of cancer patients: an evaluation of period analysis on Swedish Cancer Registry data », *European Journal of Cancer*, 40, 2004, p. 1361-1372.
16. L.F. Ellison, « An empirical evaluation of period survival analysis using data from the Canadian Cancer Registry », *Annals of Epidemiology*, 16(3), 2006, p. 191-196.
17. L.F. Ellison, P. De, L.S. Mery et P.E. Grundy, « Canadian cancer statistics at a glance: cancer in children », *Canadian Medical Association Journal*, 180, 2009, p. 422-424.
18. L.F. Ellison, L. Pogany et L.S. Mery, « Childhood and adolescent cancer survival: a period analysis of data from the Canadian Cancer Registry », *European Journal of Cancer*, 43, 2007, p. 1967-1975.
19. L.F. Ellison et L. Gibbons, « Survie au cancer–prévisions mises à jour d'après l'analyse par période », *Rapports sur la santé*, 17(2), 2006, p. 21-34 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
20. Comité directeur de la Société canadienne du cancer, *Statistiques canadiennes sur le cancer 2009*, Toronto, Société canadienne du cancer, 2009.

Validation de l'autoévaluation de la santé mentale

par Farah N. Mawani et Heather Gilmour

Résumé

Contexte
Le présent article porte sur l'évaluation de l'association entre l'autoévaluation de la santé mentale et certains troubles mesurés selon la Composite International Diagnostic Interview des World Mental Health Surveys (WMH-CIDI), certains diagnostics autodéclarés de troubles mentaux et la détresse psychologique dans la population canadienne.

Données et méthodes
Les données proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : santé mentale et bien-être de 2002. Des fréquences pondérées et des totalisations croisées ont été utilisées pour estimer la prévalence de chaque mesure de morbidité mentale et de chaque autoévaluation de la santé mentale selon certaines caractéristiques. Les scores moyens d'autoévaluation de la santé mentale ont été calculés pour chaque mesure de morbidité mentale. L'association entre l'autoévaluation de la santé mentale et chaque mesure de morbidité mentale a été analysée au moyen de modèles de régression logistique.

Résultats
En 2002, selon les estimations, 1,7million de Canadiens de 15 ans et plus (7 %) jugeaient que leur santé mentale était passable ou mauvaise. L'autoévaluation de la santé mentale (AESM) moyenne était systématiquement plus faible, et la cote exprimant le risque de juger sa santé mentale passable/mauvaise, significativement plus élevée, chez les personnes catégorisées comme présentant une morbidité mentale que chez celles n'entrant pas dans cette catégorie. Un gradient dans les scores moyens d'AESM et dans la cote exprimant le risque de déclarer une santé mentale passable/mauvaise en fonction de la récence des troubles mentaux mesurés selon la WMH-CIDI est apparent. Un pourcentage appréciable de participants à l'enquête catégorisés comme ayant une morbidité mentale ne percevaient pas leur santé mentale comme étant passable/mauvaise.

Interprétation
Bien que l'autoévaluation de la santé mentale ne soit pas un substitut des mesures spécifiques de santé mentale, elle pourrait être utile pour surveiller l'état général de santé mentale.

Mots-clés
Agoraphobie, dépression, enquêtes sur la santé des populations, phobie sociale, santé mentale perçue, trouble bipolaire, trouble panique.

Auteurs
Farah N. Mawani (613-682-1862; fmawani@mentalhealthcommission.ca) travaille à la Commission de la santé mentale du Canada, Ottawa (Ontario) K1Z 7K4. Heather Gilmour (613-951-2114; Heather.Gilmour@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Les études visant à déterminer à quel point l'autoévaluation de la *santé*, qui est une mesure d'usage très répandu, reflète l'état de santé *mentale*[1-3] donnent à penser qu'une mesure spécifique d'autoévaluation de la santé mentale (AESM) est nécessaire. En fait, une telle mesure a été utilisée dans un certain nombre d'enquêtes au Canada et ailleurs dans le monde, dont le Supplément sur la santé mentale à l'Enquête sur la santé en Ontario, l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et les enquêtes de la World Mental Health Initiative réalisées dans 28 pays.

Des études récentes ont démontré l'existence d'associations entre l'autoévaluation de la santé mentale et la classe sociale[4], le soutien familial et le conflit culturel familial[5], l'appartenance à la communauté[6], l'utilisation des services[7-11], la poursuite d'un traitement aux antidépresseurs[12], ainsi que la détresse, la limitation des activités et le fonctionnement social[13]. Cependant, on possède assez peu de renseignements indiquant ce que représente effectivement l'AESM et si elle mesure bien l'état de santé mentale courant et prédit bien l'état de santé mentale futur[13]. Une seule étude[13] a porté sur les associations transversales entre l'AESM et une gamme de mesures validées de la santé mentale. Selon cette étude, l'AESM était plus fortement corrélée à l'autoévaluation de la santé générale qu'aux mesures de la santé mentale examinées. La présente étude a pour but d'évaluer les associations entre l'AESM et une gamme plus étendue de mesures de la santé mentale et s'appuie pour cela sur d'autres méthodes analytiques que celles employées dans l'étude susmentionnée.

Données et méthodes

Source des données

La présente analyse est fondée sur des données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Santé mentale et bien-être (cycle 1.2), qui

a débuté en mai 2002 et s'est déroulée sur une période de huit mois. Il s'agit de la seule enquête représentative de la population réalisée par Statistique Canada qui comprenne à la fois l'autoévaluation de la santé mentale et plusieurs mesures spécifiques et non spécifiques de la morbidité mentale. Elle a pour champ d'observation la population à domicile de 15 ans et plus des dix provinces. Les personnes vivant en établissement, les habitants des réserves indiennes, de certaines régions éloignées et des trois territoires, ainsi que les membres à temps plein des Forces canadiennes sont exclus.

L'échantillon a été tiré de la base de sondage aréolaire de l'Enquête sur la population active. Les logements ont été sélectionnés dans cette base aréolaire selon un plan d'échantillonnage en grappes stratifié à plusieurs degrés. Une personne de 15 ans ou plus a été sélectionnée aléatoirement dans chaque ménage échantillonné. Les participants à l'enquête ont été sélectionnés de manière que les jeunes (15 à 24 ans) et les personnes âgées (65 ans et plus) soient surreprésentés, pour que les tailles d'échantillon soient suffisantes pour ces groupes d'âge. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview sont décrits plus en détail dans d'autres rapports déjà publiés et sur le site Web de Statistique Canada[14,15].

Toutes les entrevues ont été menées en se servant d'une application assistée par ordinateur. La plupart d'entre elles (86 %) ont été effectuées sur place, et les autres, par téléphone. Les réponses par personne interposée n'étaient pas acceptées. L'échantillon de répondants comptait 36 984 personnes de 15 ans et plus, ce qui représente un taux de réponse de 77 %.

Techniques d'analyse

Des totalisations croisées ont permis d'estimer la prévalence de chaque type de morbidité mentale, ainsi que les caractéristiques associées avec chacun d'eux et avec les scores d'AESM.

Pour chaque type de morbidité mentale, le score moyen d'AESM a été calculé pour l'ensemble des personnes présentant l'état en question. Puis, on a examiné la signification des écarts entre les scores moyens des personnes présentant et ne présentant pas chaque type de morbidité.

Des modèles de régression logistique non corrigés ont servi à évaluer l'association entre chaque type de morbidité mentale et l'AESM. Pour chaque état morbide, nous avons également utilisé des modèles de régression logistique multivariée contenant des variables de contrôle pour le sexe, l'âge, l'état matrimonial, le niveau de scolarité, le revenu du ménage, le statut d'immigrant et l'existence de problèmes de santé physique chroniques. Nous n'avons pas utilisé de modèles à cotes proportionnelles parce que l'hypothèse des cotes proportionnelles n'était pas satisfaite.

Toutes les estimations et les analyses sont fondées sur des données pondérées qui reflètent la répartition selon l'âge et le sexe de la population à domicile de 15 ans et plus des dix provinces en 2002. Afin de tenir compte des effets de plan, nous avons estimé les erreurs-types et les coefficients de variation par la méthode du *bootstrap*[16-18].

Définitions

Autoévaluation de la santé mentale

Pour obtenir *l'autoévaluation de la santé mentale*, on a posé la question : « En général, diriez-vous que votre santé mentale est : excellente? très bonne? bonne? passable? mauvaise? » Les réponses ont été regroupées en deux catégories : passable/mauvaise et bonne/très bonne/excellente. Pour calculer les scores *moyens d'autoévaluation de la santé mentale*, une valeur numérique a été attribuée aux réponses, la santé mentale étant d'autant meilleure que le score est élevé : 5 (excellente); 4 (très bonne); 3 (bonne); 2 (passable); 1 (mauvaise).

Mesures de la morbidité mentale

Dans la présente étude, les « mesures de la morbidité mentale » renvoient collectivement à trois types de mesures : les troubles mesurés selon la version des World Mental Health Surveys de la Composite International Diagnostic Interview (WMH-CIDI) (mois précédent, au cours des 2 à 12 derniers mois ou au cours de la vie), les troubles diagnostiqués par un professionnel de la santé autodéclarés, et la détresse psychologique non spécifique. Les types de morbidité mentale examinés sont la dépression, le trouble bipolaire I, le trouble panique et la phobie sociale, les autodéclarations d'un diagnostique par un professionnel de la santé de trouble dysthymique, de psychose, de schizophrénie ou de trouble obsessionnel-compulsif, ainsi que la mesure K6 de la détresse psychologique (définie à la page suivante).

Ont été considérés comme présentant une morbidité mentale les participants à l'enquête qui satisfaisaient aux critères établis pour au moins un trouble mesuré selon la WMH-CIDI, qui avaient autodéclaré le diagnostic d'au moins un trouble mental, et(ou) qui étaient classés dans la catégorie de détresse intense ou modérée.

Troubles mesurés selon la WMH-CIDI

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes comprend la mesure de plusieurs troubles mentaux au moyen de la WMH-CIDI, un instrument fondé sur les définitions du Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux, 4e édition, texte révisé (DSM-IV®-TR)[19]. Le questionnaire de la WMH-CIDI a été conçu pour mesurer la prévalence des troubles mentaux au niveau communautaire et peut être administré par des intervieweurs non professionnels. Dans la présente analyse, quatre catégories ont été créées pour chaque trouble afin d'identifier les personnes qui répondaient aux critères pour le trouble au cours du mois précédent, au cours des 2 à 12 derniers mois, au cours de la vie mais non au cours des 12 derniers mois, ou qui n'y avaient jamais répondu.

Les personnes satisfaisant aux critères d'un *épisode dépressif majeur au cours de la vie* sont celles qui ont déclaré :

1. une humeur dépressive ou une perte d'intérêt ou de plaisir persistant pendant au moins deux semaines et s'accompagnant d'au moins cinq symptômes de dépression, qui représentent un changement de fonctionnement;
2. que les symptômes ont causé une souffrance cliniquement significative ou une altération du fonctionnement social, professionnel ou dans d'autres domaines importants de la vie;
3. que les symptômes ne sont pas mieux expliqués par un deuil, qu'ils ont persisté pendant plus de deux mois ou qu'ils s'accompagnaient d'une altération marquée du fonctionnement, de préoccupations morbides de dévalorisation, d'idées suicidaires ou d'un ralentissement psychomoteur.

Les personnes satisfaisant aux critères d'un *épisode dépressif majeur au cours du mois ou des 2 à 12 mois qui ont précédé l'entrevue* sont celles qui ont déclaré :

1. répondre aux critères d'un épisode dépressif majeur au cours de la vie.
2. avoir vécu un épisode dépressif au cours du mois ou au cours des 2 à 12 mois qui ont précédé l'entrevue;
3. une souffrance cliniquement significative ou une altération de leur fonctionnement social, professionnel ou dans d'autres domaines importants.

Pour *le trouble bipolaire I*, les personnes satisfaisant aux critères d'un *épisode maniaque au cours de la vie* sont celles qui ont déclaré :

1. une période nettement délimitée d'humeur euphorique, expansive ou irritable persistant au moins une semaine;
2. au moins trois des sept symptômes suivants (au moins quatre si l'humeur est seulement irritable) : augmentation de l'estime de soi ou idées de grandeur; réduction du besoin de sommeil; plus grande communicabilité que d'habitude ou désir de parler constamment; fuite des idées ou sensations subjectives que les idées défilent; distractibilité; augmentation de l'activité orientée vers un but ou agitation psychomotrice; engagement excessif dans des activités agréables mais à potentiel élevé de conséquences dommageables;
3. une altération marquée des activités quotidiennes normales, du fonctionnement professionnel, des activités sociales ou des relations interpersonnelles, ou bien que la perturbation de l'humeur comporte des caractéristiques psychotiques, ou bien que la perturbation était suffisamment sévère pour nécessiter une hospitalisation.

Les personnes satisfaisant aux critères d'un *épisode maniaque au cours du mois ou des 2 à 12 mois qui ont précédé l'entrevue* sont celles qui ont déclaré :

1. répondre aux critères d'un épisode maniaque au cours de la vie;
2. avoir vécu un épisode maniaque au cours du mois ou des 2 à 12 mois qui ont précédé l'entrevue;
3. une souffrance cliniquement significative ou une altération du fonctionnement social, professionnel ou dans d'autres domaines importants de la vie.

Les personnes satisfaisant aux critères d'un *trouble panique au cours de la vie* sont celles qui ont déclaré :

1. avoir eu au moins quatre attaques récurrentes et inattendues de panique;
2. qu'au moins une de ces attaques de panique a été suivie pendant un mois ou plus de la crainte d'avoir d'autres attaques, ou de préoccupations à propos des conséquences des attaques ou de changements de comportement en relation avec les attaques.

Les personnes satisfaisant aux critères d'un *trouble panique au cours du mois ou des 2 à 12 mois qui ont précédé l'entrevue* sont celles qui ont déclaré :

1. remplir les critères de trouble panique au cours de la vie;
2. avoir eu une attaque de panique au cours du mois ou des 2 à 12 mois qui ont précédé l'entrevue;
3. avoir éprouvé une détresse émotionnelle importante durant une attaque de panique survenue durant le mois ou durant les 2 à 12 mois qui ont précédé l'entrevue.

Les personnes satisfaisant aux critères de *phobie sociale au cours de la vie* sont celles qui ont déclaré :

1. qu'elles éprouvent une peur intense et persistante d'une ou de plusieurs situations sociales ou situations de performance durant lesquelles elles sont en contact avec des gens non familiers ou peuvent être exposées à l'éventuelle observation attentive d'autrui, et craignent d'agir (ou de montrer des symptômes anxieux) de façon embarrassante ou humiliante;
2. que l'exposition à la situation sociale redoutée provoque de façon quasi systématique une anxiété;
3. qu'elles reconnaissent le caractère excessif ou irraisonné de la peur;
4. qu'elles évitent les situations sociales ou de performance redoutées ou les vivent avec une anxiété ou une détresse intense;
5. qu'elles éprouvent une perturbation importante de leurs habitudes, de leurs activités professionnelles ou scolaires ou de leurs activités sociales ou de leurs relations avec autrui;
6. qu'elles étaient âgées d'au moins 18 ans la dernière fois qu'elles ont redouté fortement ou évité une situation sociale ou de performance; ou qu'elles ne savaient pas quel âge elles avaient la dernière fois qu'elles avaient redouté fortement ou évité une situation sociale ou de performance, mais qu'elles avaient au moins 18 ans; ou qu'elles avaient redouté fortement ou évité une situation sociale ou de performance pendant plus de six mois.

Les personnes satisfaisant aux critères de *phobie sociale au cours du mois ou des 2 à 12 mois qui ont précédé l'entrevue* sont celles qui ont déclaré :

1. remplir les critères de phobie sociale au cours de la vie;
2. avoir redouté ou évité une ou plusieurs situations sociales ou de performance au cours du mois ou des 2 à 12 mois qui ont précédé l'entrevue;
3. avoir éprouvé une détresse cliniquement significative ou une altération de leur fonctionnement social ou professionnel ou dans d'autres domaines importants.

Les personnes satisfaisant aux critères *d'agoraphobie au cours de la vie* sont celles qui ont déclaré :

1. éprouver de l'anxiété à l'égard d'endroits ou de situations d'où il pourrait être difficile ou embarrassant de s'échapper et redouter d'avoir une attaque de panique;
2. éviter les situations associées à l'agoraphobie; ou endurer ces situations en éprouvant une détresse ou une anxiété marquée; ou nécessiter la présence d'un accompagnant dans ces situations.

Les personnes satisfaisant aux critères *d'agoraphobie au cours du mois ou des 2 à 12 mois qui ont précédé l'entrevue* sont celles qui ont déclaré :

1. répondre aux critères d'agoraphobie au cours de la vie du cycle 1.2 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes / WMH-CIDI;
2. avoir redouté ou évité les situations agoraphobiques au cours du mois ou des 2 à 12 mois qui ont précédé l'entrevue.

Les participants à l'enquête qui satisfaisaient aux critères de l'un des troubles suivants – dépression, trouble bipolaire I, trouble panique, phobie sociale ou agoraphobie – au cours du mois qui a précédé l'entrevue ont été considérés comme présentant un *trouble mesuré selon la WMH-CIDI au cours du mois précédent*. Des catégories semblables ont été créées pour les personnes présentant un *trouble mesuré selon la WMH-CIDI au cours des 2 à 12 mois précédents* et présentant un *trouble mesuré selon la WMH-CIDI au cours de la vie.*

Les personnes qui satisfaisaient aux critères correspondant à au moins deux des troubles suivants – dépression, trouble bipolaire I, trouble panique, phobie sociale ou agoraphobie – au cours du mois qui a précédé l'entrevue ont été considérées comme présentant de *multiples troubles mesurés selon la WMH-CIDI au cours du mois précédent.* Des catégories semblables ont été créées pour les personnes présentant de *multiples troubles mesurés selon la WMH-CIDI au cours des 2 à 12 mois précédents* et celles présentant de *multiples troubles mesurés selon la WMH-CIDI au cours de la vie, mais non au cours des 12 mois précédents.*

Troubles mentaux autodéclarés

La présence de *troubles mentaux autodéclarés* a été déterminée en posant aux répondants des questions sur les troubles qui avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé et qui avaient duré ou qui devaient vraisemblablement durer six mois ou plus. Les intervieweurs ont lu une liste de troubles mentaux comprenant le trouble dysthymique, la schizophrénie, la psychose et le syndrome de stress post-traumatique. Les personnes qui ont déclaré n'importe lequel de ces troubles ont été considérées comme présentant un *trouble mental autodéclaré*; celles qui ont déclaré deux de ces troubles ou plus ont été considérées comme présentent de *multiples troubles mentaux autodéclarés*.

Détresse psychologique (K6)

La détresse psychologique est un état de santé mentale négatif non spécifique. La mesure comportant six items (K6) est basée sur un sous-ensemble d'items de la WMH-CIDI[20]. Cette mesure s'est avérée au moins aussi sensible que la mesure correspondante à dix items (K10) en ce qui concerne la discrimination entre les cas et les non-cas de maladie mentale grave, et est par conséquent utilisée plus fréquemment dans les enquêtes nationales. Le score de détresse psychologique, qui peut varier de 0 à 24, est basé sur des questions au sujet de la fréquence à laquelle la personne s'est sentie « nerveuse », « désespérée », « agitée ou ne tenant pas en place », « si déprimée que plus rien ne pouvait la faire sourire », « telle que tout était un effort », et(ou) « bonne à rien » au cours du mois précédent. Plus le score est élevé, plus la détresse est grande. Les scores ont été regroupés en trois catégories de détresse : intense (13 à 24), modérée (9 à 12), et aucune (0 à 8).

Covariables

Quatre *groupes d'âge* ont été établis pour les besoins de l'analyse : 15 à 24 ans, 25 à 44 ans, 45 à 64 ans, et 65 ans et plus.

Trois catégories d'*état matrimonial* ont été définies : marié(e) ou union libre; veuf(ve), séparé(e) ou divorcé(e); jamais marié(e).

Les participants à l'enquête ont été regroupés en cinq catégories en fonction du *niveau de scolarité le plus élevé atteint* : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles, diplôme d'études collégiales ou d'une école de métiers, et diplôme universitaire.

Le *revenu du ménage* est fondé sur le revenu total autodéclaré du ménage en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête. Pour chaque ménage, on a calculé le rapport entre le revenu total du ménage et le seuil de faible revenu correspondant au nombre de personnes dans le ménage et à la taille de la collectivité. Ces ratios ont été corrigés en les divisant par le ratio le plus élevé pour l'ensemble des participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Les ratios corrigés ont été regroupés en déciles (dix groupes, contenant chacun environ le dixième de la population canadienne) qui ont ensuite été regroupés en quintiles : inférieur (déciles 1 et 2); moyen-inférieur (3 et 4); moyen (5 et 6); moyen-supérieur (7 et 8); et supérieur (9 et 10).

Le *statut d'immigrant* est basé sur la citoyenneté à la naissance et l'immigration au Canada. Les personnes qui n'étaient pas des citoyens canadiens de naissance et qui ont indiqué une année d'immigration ont été considérées comme des immigrants.

Des questions ont été posées aux participants à l'enquête sur les problèmes de santé physique diagnostiqués par un professionnel de la santé et ayant duré ou devant durer en principe six mois ou plus. Les intervieweurs ont lu une liste de problèmes de santé. La présente analyse porte sur les 18 *problèmes de santé chroniques* suivants : l'asthme,

l'arthrite ou le rhumatisme, les maux de dos, l'hypertension, la migraine, la bronchite chronique, l'emphysème, le diabète, les maladies cardiaques, le cancer, les ulcères, les troubles dus à un accident vasculaire cérébral, les troubles intestinaux, les problèmes de la thyroïde, la cataracte, le glaucome et la démence.

Résultats

En 2002, selon les estimations, 1,7 million de Canadiens de 15 ans et plus (7 %) jugeaient leur santé mentale passable ou mauvaise, 2,0 millions (8 %) répondaient aux critères d'un trouble mesuré selon la WMH-CIDI, 496 000 (2 %) ont déclaré qu'on avait diagnostiqué chez eux un trouble mental, 579 000 (2 %) étaient considérés comme éprouvant une détresse intense et 1,3million (5 %), une détresse modérée (tableau 1).

Tableau 1
Nombre et pourcentage de cas d'autoévaluation de la santé mentale passable/mauvaise, de trouble mental mesuré selon la WMH-CIDI, de trouble mental diagnostiqué autodéclaré et de détresse psychologique, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2002

	Auto-évaluation de la santé mentale passable/mauvaise		Trouble mesuré selon la WMH-CIDI (12 mois précédents)		Trouble mental diagnostiqué autodéclaré		Détresse psychologique			
							Intense		Modérée	
Caractéristiques	milliers	%	milliers	%	milliers	%	milliers	%	milliers	%
Total	**1 715,2**	**6,9**	**2 037,0**	**8,4**	**496,0**	**2,0**	**579,2**	**2,3**	**1 305,1**	**5,2**
Sexe										
Hommes†	742,5	6,0	758,9	6,3	207,3	1,7	244,4	2,0	576,9	4,7
Femmes	972,7	7,7*	1 278,0	10,4*	288,7	2,3*	334,8	2,6*	728,3	5,8*
Groupe d'âge										
15 à 24 ans†	255,3	6,2	474,4	11,6	58,8	1,4	97,4	2,4	310,1	7,5
25 à 44 ans	654,1	6,9	882,4	9,5*	210,6	2,2*	239,2	2,5	485,6	5,1*
45 à 64 ans	564,1	7,4*	563,9	7,6*	184,6	2,4*	185,1	2,4	361,2	4,8*
65 ans et plus	241,7	6,5	116,3	3,3*	42,0	1,1	57,6	1,6*	148,2	4,0*
État matrimonial										
Marié(e)/union libre†	827,7	5,4	952,2	6,4	225,9	1,5	275,9	1,8	624,1	4,1
Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e)	394,4	12,3*	360,2	11,7*	104,0	3,3*	121,3	3,8*	223,1	7,0*
Jamais marié(e)	490,2	7,7*	722,5	11,6*	166,1	2,6*	182,0	2,9*	455,8	7,2*
Niveau de scolarité										
Pas de diplôme d'études secondaires†	566,0	9,0	542,4	8,9	125,8	2,0	205,4	3,3	426,9	6,8
Diplôme d'études secondaires	321,9	6,9*	389,7	8,5	76,9	1,6	115,7	2,5*	236,3	5,1*
Études postsecondaires partielles	148,5	7,1*	216,6	10,7*	55,6	2,7	53,8	2,6	125,6	6,1
Diplôme collégial / d'une école de métiers	424,2	6,3*	541,2	8,3	138,7	2,1	131,7	2,0*	317,9	4,8*
Diplôme universitaire	230,8	4,6*	331,2	6,9*	98,3	2,0	66,0	1,3*	188,3	3,8*
Quintile de revenu du ménage										
Inférieur†	529,0	11,7	483,3	11,0	156,6	3,5	216,9	4,8	388,7	8,6
Moyen-inférieur	343,0	7,6*	384,6	8,8*	89,4	2,0*	112,9	2,5*	248,9	5,5*
Moyen	269,4	5,9*	346,3	7,7*	84,2	1,8*	91,7	2,0*	176,9	3,9*
Moyen-supérieur	248,5	5,6*	341,1	7,8*	67,8	1,5*	47,3[E]	1,1*[E]	194,9	4,4*
Supérieur	143,5	3,2*	291,0	6,7*	57,7	1,3*	45,3[E]	1,0*[E]	129,8	2,9*
Immigrant										
Oui	327,4	6,0*	307,2	5,7*	65,0	1,2*	103,6	1,9	283,5	5,2
Non†	1 360,0	7,0	1 711,1	9,1	422,9	2,2	459,6	2,4	1 002,6	5,2
Problème de santé chronique										
Oui	1 322,0	9,6*	1 375,6	10,4*	397,4	2,9*	469,7	3,4*	877,8	6,4*
Non†	356,7	3,5	573,9	5,7	95,4	0,9	95,7	0,9	369,4	3,6

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : santé mentale et bien-être, 2002.

Facteurs sociodémographiques

La répartition de la morbidité mentale selon le sexe était la même pour la plupart des mesures de morbidité mentale et l'AESM. Les femmes étaient plus susceptibles que les hommes d'avoir une AESM correspondant à la catégorie passable/mauvaise, de satisfaire aux critères pour les troubles mesurés selon la WMH-CIDI, sauf le trouble bipolaire I (pas d'écart significatif) (tableau A en annexe) et d'autodéclarer les troubles mentaux diagnostiqués visés par l'étude, sauf la schizophrénie (pas d'écart significatif) (tableau B en annexe).

La répartition selon l'âge de l'AESM et de la morbidité mentale diffère selon la mesure. Dans le cas de l'AESM, la prévalence de la catégorie passable/mauvaise était relativement constante d'un groupe d'âge à l'autre — seules les personnes de 45 à 64 ans étaient plus susceptibles que celles appartenant au groupe le plus jeune d'autoévaluer leur santé mentale comme étant passable/mauvaise. La prévalence des troubles mentaux mesurés selon la WMH-CIDI diminuait quand l'âge augmentait. De même, les personnes appartenant au groupe d'âge le plus jeune étaient plus susceptibles que celles des groupes plus âgés de faire état d'une détresse psychologique intense. Les groupes d'âge moyens étaient plus susceptibles que le groupe le plus jeune de déclarer des troubles mentaux diagnostiqués.

Un gradient de revenu était manifeste, les personnes appartenant au quintile inférieur de revenu étant plus susceptibles d'évaluer leur santé mentale comme passable/mauvaise que celles des quintiles plus élevés. Le gradient était comparable pour le niveau de scolarité, les personnes n'ayant pas obtenu de diplôme d'études secondaires étant plus susceptibles que celles ayant atteint les niveaux plus élevés de scolarité de déclarer une santé mentale passable/mauvaise. Dans le cas des troubles mesurés selon la WHM-CIDI, des troubles mentaux diagnostiqués autodéclarés et de la

détresse psychologique, la prévalence était aussi généralement plus faible parmi les groupes de revenu plus élevé. Un profil comparable à celui du niveau de scolarité s'observait pour la détresse psychologique.

Mesure de la morbidité mentale

En moyenne, les scores d'AESM étaient plus faibles chez les personnes présentant une morbidité mentale que chez celles n'en présentant pas (tableau 3). Un gradient dans les scores moyens d'AESM se dégageait chez les personnes manifestant un trouble mesuré selon la WMH-CIDI au cours du mois qui a précédé l'enquête, comparativement à celles ayant présenté un trouble au cours des 2 à 12 mois ayant précédé l'enquête, celles ayant des antécédents du trouble (épisode au cours de la vie, mais non au cours des 12 derniers mois), et celles n'ayant jamais vécu d'épisode.

La prévalence d'une AESM passable/mauvaise variait selon la mesure de morbidité mentale individuelle et la période de référence de l'épisode (tableau 2). Pour les troubles mesurés selon la WMH-CIDI, la prévalence de la catégorie passable/mauvaise d'AESM variait de près de 10 % chez les personnes satisfaisant aux critères de dépression au cours de la vie, mais non au cours des 12 derniers mois, à 58 % chez celles répondant aux critères de dépression au cours du mois précédent. La prévalence de l'AESM passable/mauvaise était la plus élevée chez les personnes ayant vécu un épisode le mois précédent, plus faible chez celles ayant vécu un épisode au cours des 2 à 12 mois précédents, encore plus faible chez celles ayant vécu un épisode à un moment donné au cours de la vie, et la plus faible chez celles n'ayant jamais vécu d'épisode de trouble mental.

Chez les personnes qui ont déclaré que l'on avait diagnostiqué chez elles un trouble mental, la prévalence globale de l'AESM passable/mauvaise était de 46 % comparativement à 6 % chez celles n'ayant pas déclaré de trouble mental. La prévalence de l'AESM passable/mauvaise variait de 46 % chez

Tableau 2
Prévalence de l'autoévaluation de la santé mentale passable/mauvaise, selon la mesure de la morbidité mentale, et rapports de cotes reliant les mesures de la morbidité mentale à l'autoévaluation de la santé mentale passable/mauvaise, population de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2002

Mesures de la morbidité mentale	Prévalence de l'autoévaluation de la santé mentale passable/mauvaise (%)	Modèle 1 (non corrigé) Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Modèle 2 (corrigé)‡ Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Trouble mesuré selon la WMH-CIDI							
N'importe lequel							
Mois précédent	45,0§	12,4*	10,1	15,1	11,2*	9,1	13,9
2 à 12 mois précédents	27,4§	6,6*	5,5	8,0	6,3*	5,2	7,7
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	10,1§	2,5*	2,1	2,9	2,4*	2,0	2,8
Jamais†	3,5§	1,0	…	…	1,0	…	…
Dépression							
Mois précédent	58,1§	26,0*	19,5	34,5	22,4*	16,5	30,4
2 à 12 mois précédents	32,7§	9,1*	7,4	11,2	8,1*	6,5	10,1
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	9,7§	2,0*	1,7	2,4	1,9*	1,5	2,3
Jamais†	5,1§	1,0	…	…	1,0	…	…
Trouble bipolaire I							
Mois précédent	51,9*	16,3*	10,0	26,5	13,1*	7,4	23,2
2 à 12 mois précédents	39,0*	9,7*	6,9	13,6	7,4*	5,1	10,7
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	22,3§	4,3*	3,2	5,8	3,4*	2,5	4,7
Jamais†	6,2§	1,0	…	…	1,0	…	…
Trouble panique							
Mois précédent	49,0*	14,9*	10,7	20,8	11,4*	7,8	16,7
2 à 12 mois précédents	32,9E*	7,6*	3,5	16,6	6,2*	2,8	13,9
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	14,4*	2,6*	1,9	3,5	2,4*	1,8	3,2
Jamais†	6,0§	1,0	…	…	1,0	…	…
Phobie sociale							
Mois précédent	45,2§	14,9*	11,6	19,0	13,7*	10,7	17,5
2 à 12 mois précédents	30,9§	8,1*	6,2	10,5	7,6*	5,7	10,2
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	16,0§	3,4*	2,8	4,2	3,4*	2,8	4,2
Jamais†	5,3§	1,0	…	…	1,0	…	…
Agoraphobie							
Mois précédent	34,5E*	7,5*	4,4	12,9	5,5*	2,9	10,6
2 à 12 mois précédents	31,3E*	6,5*	3,3	12,9	4,7*	2,3	9,9
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	16,7E*	2,8*	1,7	4,8	2,8*	1,7	4,8
Jamais†	6,6§	1,0	…	…	1,0	…	…
Multiples							
Mois précédent	73,4§	46,2*	30,2	70,7	37,3*	22,9	60,8
2 à 12 mois précédents	38,5§	8,4*	6,0	11,8	6,8*	4,7	9,7
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	15,2§	2,7*	2,0	3,6	2,6*	2,0	3,5
Jamais†	5,7§	1,0	…	…	1,0	…	…
Trouble mental diagnostiqué autodéclaré							
N'importe lequel							
Oui	46,2*	13,4*	11,1	16,1	10,2*	8,4	12,6
Non†	6,0	1,0	…	…	1,0	…	…
Trouble dysthymique							
Oui	45,7*	11,7*	7,5	18,0	11,3*	6,8	18,7
Non†	6,7	1,0	…	…	1,0	…	…
Schizophrénie							
Oui	53,5*	15,9*	8,7	29,1	11,5*	6,3	21,1
Non†	6,7	1,0	…	…	1,0	…	…
Psychose							
Oui	54,2*	16,9*	13,0	22,1	12,7*	9,5	17,1
Non†	6,5	1,0	…	…	1,0	…	…
Syndrome de stress post-traumatique							
Oui	46,0*	12,3*	9,6	15,8	8,8*	6,7	11,7
Non†	6,5	1,0	…	…	1,0	…	…
Multiples							
Oui	69,4*	31,7*	20,9	48,0	23,0*	14,5	36,4
Non†	6,7	1,0	…	…	1,0	…	…
K6 - Détresse psychologique							
Intense (score de 13 à 24)	61,2§	36,4*	30,0	44,1	28,2*	22,9	34,7
Modérée (score de 9 à 12)	30,2§	10,0*	8,4	11,7	8,4*	7,1	10,0
Aucune (score de 0 à 8)†	4,2§	1,0	…	…	1,0	…	…

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
‡ modèles corrigés pour les caractéristiques sociodémographiques et de santé physique; voir les tableaux C, D et E en annexe
§ valeur significativement différente de celle pour toutes les autres catégories ($p < 0,05$); valeur p corrigée pour les comparaisons simultanées
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : santé mentale et bien-être, 2002.

Tableau 3
Moyenne et distribution en pourcentage des scores d'autoévaluation de la santé mentale, selon les mesures de morbidité mentale, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2002

	Score d'autoévaluation de la santé mentale												
	Score moyen			Distribution en pourcentage									
		Intervalle de confiance à 95 %		1 (Mauvaise)		2 (Passable)		3 (Bonne)		4 (Très bonne)		5 (Excellente)	
Mesures de la morbidité mentale	Moyenne	de	à	milliers	%	milliers	%	milliers	%	milliers	%	milliers	%
Trouble mesuré selon la WMH-CIDI													
N'importe lequel													
Mois précédent	2,7*	2,6	2,7	132,6	16,4*	232,5	28,8*	268,7	33,3*	130,4	16,2*	43,0	5,3E*
2 à 12 mois précédents	3,1*	3,0	3,2	57,3	5,3*	240,6	22,2*	419,7	38,7*	271,2	25,0*	96,2	8,9*
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	3,7*	3,6	3,7	30,5	1,0E*	266,8	9,1*	941,2	31,9*	1 168,7	39,7	540,1	18,3*
Jamais†	4,0	4,0	4,0	55,5	0,3	629,5	3,2	4 645,1	23,9	7 972,0	41,1	6 102,9	31,5
Dépression													
Mois précédent	2,3*	2,1	2,4	81,5	26,1*	102,0	32,7*	94,6	30,3	24,9	8,0E*	F	F
2 à 12 mois précédents	3,0*	2,9	3,1	45,1	7,0*	166,4	25,7*	243,8	37,7*	144,6	22,3*	47,6	7,3*
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	3,6*	3,6	3,7	21,9	1,3E*	142,3	8,4*	563,2	33,2*	653,0	38,5	317,0	18,7*
Jamais†	3,9	3,9	4,0	133,0	0,6	990,5	4,5	5 546,1	25,1	8 915,8	40,3	6 544,0	29,6
Trouble bipolaire I													
Mois précédent	2,5*	2,3	2,8	14,4	16,3E*	31,5	35,6*	24,3	27,5E	16,0	18,2E*	F	F
2 à 12 mois précédents	2,8*	2,7	3,0	20,6	14,1E*	36,4	24,9*	45,9	31,4	32,6	22,3*	10,6	7,3E*
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	3,3*	3,1	3,4	15,5	4,5E*	61,5	17,9*	115,9	33,7*	119,5	34,8	31,3	9,1E*
Jamais†	3,9	3,9	3,9	231,8	1,0	1 276,8	5,3	6 288,9	25,9	9 597,4	39,5	6 893,5	28,4
Trouble panique													
Mois précédent	2,5*	2,3	2,7	38,8	23,0*	43,6	25,9*	50,8	30,2	28,0	16,6E*	F	F
2 à 12 mois précédents	3,1*	2,6	3,5	F	F	F	F	8,3	25,3E	F	F	F	F
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	3,6*	3,5	3,7	7,5	1,4E	67,8	12,9*	152,0	28,9	212,6	40,5	85,3	16,2*
Jamais†	3,9	3,9	3,9	206,7	0,9	1 217,0	5,2	6 078,7	25,8	9 356,1	39,7	6 720,4	28,5
Phobie sociale													
Mois précédent	2,7*	2,5	2,8	50,0	15,1*	99,8	30,1*	108,0	32,6*	53,1	16,0*	F	F
2 à 12 mois précédents	3,0*	2,9	3,1	39,8	9,6E*	88,2	21,4*	157,0	38,0*	90,3	21,8*	38,1	9,2*
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	3,5*	3,4	3,6	20,1	1,7E*	168,5	14,3*	381,5	32,3*	441,2	37,4	169,7	14,4*
Jamais†	3,9	3,9	3,9	169,2	0,7	1 030,6	4,5	5 784,0	25,3	9 160,2	40,1	6 693,6	29,3
Agoraphobie													
Mois précédent	2,9*	2,6	3,2	7,1	10,7E*	15,7	23,8E*	23,3	35,4E	14,3	21,7E*	F	F
2 à 12 mois précédents	2,9*	2,7	3,1	F	F	25,7	25,4E*	45,4	44,8*	20,9	20,7E*	F	F
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	3,6*	3,4	3,8	F	F	28,1	16,2E*	36,5	21,1	76,7	44,3	31,2	18,0E*
Jamais†	3,9	3,9	3,9	272,9	1,1	1 342,0	5,5	6 368,1	26,0	9 661,0	39,4	6 894,1	28,1
Multiples													
Mois précédent	2,0*	1,8	2,1	44,2	34,5*	49,7	38,9*	26,8	21,0E	F	F	F	F
2 à 12 mois précédents	2,8*	2,7	3,0	15,3	8,9E*	50,8	29,6*	64,5	37,6*	33,8	19,7E*	F	F
Au cours de la vie, pas les 12 mois précédents	3,5*	3,4	3,6	F	F	75,0	13,9*	175,5	32,4*	214,4	39,7	68,9	12,7*
Jamais†	3,9	3,9	3,9	192,1	0,8	1 172,1	4,9	6 115,7	25,7	9 459,9	39,8	6 834,8	28,8
Trouble mental diagnostiqué autodéclaré													
N'importe lequel													
Oui	2,7*	2,6	2,8	73,1	14,7*	156,1	31,5*	161,1	32,5*	68,2	13,8*	37,4	7,6E*
Non†	3,9	3,9	3,9	216,0	0,9	1 263,7	5,2	6 348,1	25,9	9 734,7	39,8	6 907,7	28,2
Trouble dysthymique													
Oui	2,7*	2,5	3,0	10,2	12,2E*	28,0	33,5*	25,9	31,0E	14,9	17,9E*	F	F
Non†	3,9	3,9	3,9	280,1	1,1	1 394,6	5,6	6 488,9	26,1	9 788,9	39,3	6 941,7	27,9
Schizophrénie													
Oui	2,6*	2,2	2,9	12,1	19,2E*	21,7	34,4E*	17,3	27,5E	F	F	F	F
Non†	3,9	3,9	3,9	278,4	1,1	1 401,9	5,6	6 496,4	26,1	9 797,5	39,3	6 940,5	27,9
Psychose													
Oui	2,5*	2,3	2,6	36,8	21,7*	55,2	32,5*	48,9	28,8	20,0	11,8E*	F	F
Non†	3,9	3,9	3,9	252,9	1,0	1 366,0	5,5	6 464,9	26,1	9 784,3	39,4	6 937,7	28,0
Syndrome de stress post-traumatique													
Oui	2,7*	2,5	2,8	41,2	16,3*	75,3	29,7*	83,1	32,8*	33,0	13,0*	20,8	8,2E*
Non†	3,9	3,9	3,9	248,7	1,0	1 347,0	5,5	6 427,9	26,0	9 771,0	39,5	6 924,9	28,0
Multiples													
Oui	2,1*	1,9	2,3	23,7	36,6*	21,3	33,0*	12,2	18,8E	5,7	8,8E*	F	F
Non†	3,9	3,9	3,9	265,2	1,1	1 397,2	5,6	6 496,5	26,1	9 797,2	39,4	6 943,4	27,9
K6 - Détresse psychologique													
Intense (score de 13 à 24)	2,3*	2,2	2,4	144,0	24,9*	210,7	36,4*	158,5	27,4	48,0	8,3*	17,8	3,1E*
Modérée (score de 9 à 12)	3,0*	2,9	3,1	67,1	5,2E*	326,6	25,0*	533,5	40,9*	271,5	20,8*	105,5	8,1*
Aucune (score de 0 à 8)†	4,0	3,9	4,0	78,5	0,3	879,9	3,8	5 786,0	25,1	9 466,9	41,1	6 809,1	29,6

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$))
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
F coefficient de variation de plus de 33,3 % (valeur supprimée à cause de la très grande variabilité d'échantillonnage)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : santé mentale et bien-être, 2002.

celles déclarant un diagnostic de trouble dysthymique ou de syndrome de stress post-traumatique à 54 % chez celles déclarant un diagnostic de psychose ou de schizophrénie. La prévalence la plus élevée d'une AESM passable/mauvaise (69 %) s'observait chez les personnes déclarant plusieurs diagnostics de troubles mentaux.

Au moins 61 % de personnes éprouvant une détresse intense ont déclaré que leur santé mentale était passable/mauvaise, comparativement à 30 % de celles dont la détresse était modérée et à 4 % de celles n'éprouvant pas de détresse.

La cote exprimant le risque de juger sa santé mentale passable/mauvaise était plus élevée chez les personnes souffrant d'un trouble mesuré selon la WMH-CIDI, d'un trouble mental diagnostiqué ou d'une détresse psychologique modérée/intense que chez celles ne présentant aucun de ces types de morbidité mentale (tableau 2). Les rapports de cotes ont été légèrement atténués dans les modèles contenant des variables de contrôle pour les caractéristiques sociodémographiques et pour la présence de problèmes de santé physique chroniques, mais les relations persistaient (tableaux C, D et E en annexe).

Parmi l'ensemble des mesures de morbidité mentale examinées dans la présente étude, une proportion allant de 27 % (troubles multiples selon la WMH-CIDI au cours du dernier mois) à 70 % (détresse modérée) des participants à l'enquête considérés comme présentant une morbidité mentale ne percevaient pas leur santé mentale comme étant passable ou mauvaise (tableau 2). En outre, 4 % de personnes sans aucun trouble au cours de la vie, 6 % de personnes sans aucun trouble autodéclaré, 4 % de personnes sans détresse intense jugeaient leur santé mentale passable ou mauvaise (tableau 2).

Discussion

Répartition sociodémographique

Les femmes étaient plus susceptibles que les hommes de percevoir leur santé mentale comme étant passable/mauvaise et d'entrer dans la catégorie des personnes présentant une morbidité mentale, ce qui correspond à la constatation générale que la prévalence de la plupart des troubles mentaux est plus élevée chez les femmes et que celles-ci ont tendance à se déclarer en moins bonne santé que les hommes[21]. Il reste à déterminer si cette situation tient à des différences d'état de santé objectif dues à des facteurs biologiques ou liés au sexe, ou à des différences non aléatoires, telles que l'utilisation de sources de comparaison et de cadres de référence différents pour l'autoévaluation de la santé[21].

Les courbes de répartition selon l'âge obtenues pour l'AESM diffèrent de celles pour certaines autres mesures de la morbidité mentale. La prévalence des troubles mentaux mesurés selon la WMH-CISI diminue quand l'âge augmente, tandis que la prévalence mesurée selon l'AESM ne le fait pas. Ces résultats ne concordent pas entièrement avec ceux d'une étude antérieure montrant que la prévalence de l'anxiété et de la colère diminue à mesure que l'âge augmente, tandis que celle de la dépression suit une courbe en forme de U, le niveau étant plus élevé chez les jeunes et les personnes âgées que chez les personnes d'âge moyen[22]. Le fait que nous n'observons pas une courbe en U pour la dépression dans la présente étude pourrait être dû à l'utilisation du module de la dépression de la WMH-CIDI plutôt que l'échelle de dépression CES-D, ou à la définition de grands groupes d'âge. La différence entre la répartition selon l'âge observée pour l'AESM et celle observée pour d'autres mesures de la santé mentale dans ces analyses pourrait avoir pour cause les biais introduits par les mesures selon la WMH-CIDI, le fait que l'AESM ne reflète pas la même chose que les autres mesures, ou le fait que les membres de différents groupes d'âge n'utilisent pas les mêmes cadres de référence et sources de comparaison quand ils répondent aux questions. Le module de la dépression de la WMH-CIDI utilisé dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes a été validé auprès d'échantillons cliniques uniquement et non auprès d'échantillons communautaires pour lesquels il a été conçu[23]. Le module pourrait donc produire une erreur de classification de la dépression qui varie selon l'âge.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- De plus en plus fréquemment, les enquêtes sur la santé des populations comportent une question ordinale à un seul item sur l'autoévaluation de la santé mentale, mais on en sait peu au sujet de l'association entre cette mesure et celles de la morbidité mentale.
- Les travaux de recherche donnent à penser que l'autoévaluation de la santé mentale est associée à d'autres mesures de la morbidité mentale, y compris la détresse psychologique non spécifique, les symptômes de dépression, la limitation des activités et le fonctionnement physique et émotionnel, mais qu'elle ne les remplace pas.

Ce qu'apporte l'étude

- Les associations entre l'autoévaluation de la santé mentale et une gamme étendue de mesures de la morbidité mentale sont fortes et cohérentes, et révèlent l'existence de gradients dans les scores moyens d'autoévaluation de la santé mentale et dans les cotes exprimant le risque de juger sa santé mentale passable/mauvaise en fonction de la récence des troubles mentaux mesurés selon la WMH-CIDI.
- Un pourcentage appréciable de personnes catégorisées comme présentant une morbidité mentale ne percevaient pas leur santé mentale comme étant passable/mauvaise.
- Les points forts et les limites de l'autoévaluation de la santé mentale devraient être pris minutieusement en considération dans l'analyse des données d'enquête.

La courbe de répartition selon l'âge contradictoire pourrait aussi indiquer que l'AESM traduit quelque chose de plus que la présence d'un trouble mental ou d'une détresse intense, et que d'autres facteurs qui évoluent avec l'âge sont associés à l'autoévaluation de la santé mentale. Selon Ross et Mirowsky[22], même si les émotions positives (par exemple, satisfaction à l'égard de la vie) augmentent et les émotions négatives (par exemple, inquiétude, anxiété, colère) diminuent avec l'âge, l'érosion du sentiment individuel de pouvoir (à cause du déclin physique, de la perte d'un emploi ou d'êtres chers, de débouchés limités dans l'avenir et du sentiment de n'avoir plus que quelques années à vivre) peut contribuer au déclin de la santé mentale avec l'âge.

La répartition selon l'âge de l'AESM passable/mauvaise peut aussi être due à l'utilisation de sources de comparaison et de cadres de référence différents par les personnes de divers âges. Les participants à l'enquête appliquent des critères complexes et multiniveaux quand ils évaluent leur état de santé général[3], et les référents varient selon le groupe d'âge. Toutefois, aucuns travaux n'ont visé à déterminer si les référents servant à l'autoévaluation de la santé m*entale* diffèrent aussi selon le groupe d'âge[2]. Aucune étude n'a été effectuée non plus pour examiner les sources de comparaison utilisées par les participants à l'enquête pour évaluer leur santé mentale. Nous ne savons pas si les personnes comparent leur état de santé mentale courant à leur état de santé mentale quand elles étaient plus jeunes, à l'état de santé mentale d'autres personnes appartenant à leur groupe d'âge, leur famille ou leur communauté, ou si ces sources diffèrent selon l'âge.

Les résultats de la présente étude indiquent qu'il existe un gradient socioéconomique, les personnes appartenant aux quintiles inférieurs de revenu et de niveau de scolarité étant les plus susceptibles de déclarer que leur santé mentale est passable/mauvaise. Ces résultats corroborent ceux d'études antérieures utilisant plusieurs mesures de la morbidité mentale, dont la mauvaise santé psychosociale[24], la détresse[5,26], la dépression[27,28], la schizophrénie[28], le trouble panique, les phobies et le trouble anxieux généralisé[28].

Les résultats sont également semblables à ceux obtenus pour l'autoévaluation de la santé *générale*. La plupart de la recherche portant sur les différences socioéconomiques de l'autoévaluation de la santé au Canada, aux États-Unis et en Europe montre qu'un pourcentage relativement élevé de personnes de faible statut socioéconomique déclarent que leur santé est passable/mauvaise[29-32], quoique dans certains pays en développement, les gradients sont inversés[33]. Aucune étude n'a encore été effectuée en vue d'examiner la relation entre l'AESM et l'état de santé mentale évalué ou observé cliniquement, de sorte que l'on ne sait pas si la concordance entre ces deux mesures varie selon le statut socioéconomique.

Variation de l'AESM selon la récence de l'épisode et la mesure de morbidité

Puisque l'AESM est une mesure impliquant la situation courante, les gradients de la cote exprimant le risque de déclarer une santé mentale passable/mauvaise et des scores moyens selon la récence de l'épisode peuvent témoigner du succès du traitement et(ou) de la guérison chez les personnes ayant présenté un trouble au cours de la vie mais n'ayant vécu aucun épisode au cours des 12 derniers mois.

Les variations de la prévalence d'une AESM passable/mauvaise en fonction des mesures de morbidité mentale individuelles peuvent refléter des différences de fardeau de la maladie ou de stigmatisation[34] associée à chaque état mental morbide[28,35]. La forte prévalence d'une AESM passable/mauvaise chez les personnes déclarant un diagnostic de schizophrénie correspond à la caractérisation de cette dernière comme étant « la maladie mentale la plus grave et la plus débilitante... caractérisée par des idées délirantes, des hallucinations, un comportement désorganisé, des symptômes négatifs (par exemple, l'absence d'émotion), et un dysfonctionnement social/professionnel »[28]. Étant donné le fardeau de la maladie, la stigmatisation qui y est associée, ou une combinaison des deux, les personnes qui déclarent souffrir de schizophrénie pourraient être plus susceptibles de juger leur santé mentale passable/mauvaise que celles qui déclarent ou répondent aux critères d'autres troubles mentaux.

La prévalence élevée d'une AESM passable/mauvaise chez les personnes déclarant plusieurs diagnostics de troubles mentaux est en harmonie avec l'observation d'une association entre la comorbidité et des symptômes psychiatriques plus graves, une plus grande incapacité fonctionnelle[36], une plus longue durée de la maladie, moins de compétences sociales et une plus grande utilisation des services[37].

L'association de la détresse modérée et intense avec une AESM passable/mauvaise est en accord avec le fait que la mesure K6 est conçue en vue de traduire un état négatif non spécifique de santé mentale basé sur un sous-ensemble d'items de la Composite International Diagnostic Interview (CIDI), et avec la constatation d'une association comparable faite par Fleishman et Zuvekas[13] en utilisant des données provenant de la Medical Expenditure Panel Survey réalisée aux États-Unis.

La persistance de toutes les associations significatives entre une AESM passable/mauvaise et les diverses mesures de morbidité mentale étudiées dans les modèles multivariés indique que ces associations sont robustes, et indépendantes des facteurs sociodémographiques et de la présence de problèmes de santé physique chroniques.

Manque de correspondance avec les mesures de la morbidité mentale

Le pourcentage appréciable de participants à l'enquête classés comme présentant une morbidité mentale qui ne percevaient pas leur santé mentale comme passable/mauvaise pourrait tenir

à une classification incorrecte, une gravité plus faible des symptômes, un manque de récence des symptômes, un fardeau plus faible de la maladie, un manque de compréhension de la morbidité, un traitement fructueux ou la guérison. L'AESM pourrait donc sous-estimer la prévalence de la morbidité mentale, l'importance de cette sous-estimation variant selon la morbidité. Cette éventualité limite la valeur de l'AESM en tant que mesure de la santé mentale pour certaines applications, telles que l'étude des causes des états mentaux morbides ou la prédiction du besoin d'un traitement.

Le faible pourcentage de participants à l'enquête classés dans la catégorie des personnes *sans* morbidité mentale qui perçoivent leur santé mentale comme étant passable/mauvaise donne à penser que l'AESM pourrait refléter des symptômes sous-liminaires, et(ou) que d'autres facteurs que les états mentaux morbides influencent l'autoévaluation de la santé mentale. Bien que l'AESM ne corresponde pas directement à des états mentaux morbides mesurés (ou diagnostiqués), les perceptions sont, en elles-mêmes, importantes. Ainsi, elles jouent un grand rôle dans la recherche d'un traitement[8].

Limites

Les versions antérieures de la Composite International Diagnostic Interview ont été validées, mais non la version des World Mental Health Surveys qui est utilisée dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : santé mentale et bien-être. Par conséquent, nous ne savons pas dans quelle mesure les évaluations cliniques faites par des professionnels de la santé concorderaient avec les classifications basées sur les données de cette enquête.

Comme l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes ne comportait pas de module pour certains troubles mentaux relativement fréquents (p. ex., trouble anxieux généralisé), l'association de ces troubles avec l'autoévaluation de la santé mentale n'a pu être évaluée. La prévalence d'autres troubles mentaux (trouble dysthymique, schizophrénie, trouble obsessionnel-compulsif, psychose) est mesurée uniquement d'après des diagnostics autodéclarés, pour lesquels on ignore l'effet de l'erreur de déclaration. Les participants à l'enquête pourraient souffrir de troubles mentaux non diagnostiqués que les questions n'ont pas permis de saisir, ou ils pourraient ne pas avoir déclaré les troubles diagnostiqués à cause de la stigmatisation, d'un biais de remémoration ou d'autres facteurs. Certaines personnes présentant des troubles mentaux pourraient donc ne pas avoir été décelées, causant ainsi une sous-estimation de l'association entre les troubles mentaux autodéclarés et l'AESM.

Étant donné la conception transversale de l'étude, l'ordre temporel des événements ne peut pas être inféré. Nous ne pouvons déterminer avec certitude si une AESM passable/mauvaise prédit la présence d'états mentaux morbides ou si la présence d'états mentaux morbides donne lieu à une autoévaluation passable/mauvaise.

Les périodes de référence utilisées pour les mesures de la morbidité mentale variaient : pour l'AESM, il s'agit d'une période de référence non spécifiée sous-entendant le présent. Pour les troubles évalués selon la WMH-CIDI, la période de référence est le mois précédent, les 12 mois précédents ou le cours de la vie; pour les troubles mentaux autodéclarés, il s'agit des troubles ayant duré ou devant durer en principe au moins six mois et plus, et pour la détresse psychologique, la référence était le mois précédent. Cette situation pourrait avoir causé des sous-estimations des associations entre les mesures de la morbidité mentale et l'AESM quand la morbidité mentale n'était pas courante. Néanmoins, la présente analyse révèle des associations significatives entre toutes les mesures de morbidité mentale et une AESM passable/mauvaise, ce qui démontre la force de la relation, indépendamment de la période de référence.

Conclusion

Il s'agit de la première étude représentative de la population nationale conçue pour examiner les associations entre l'AESM et certaines mesures de la morbidité mentale dans la population canadienne. Les résultats vont dans le sens de ceux d'études antérieures démontrant que l'AESM est associée à une série de mesures de la santé mentale. La grande gamme de mesures de la morbidité mentale évaluée, la grande portée de l'enquête représentative de la population et l'approche multivariée renforcent cette analyse.

Nous avons dégagé des associations fortement positives entre toutes les mesures de la morbidité mentale et l'AESM, les associations entre la prévalence le mois précédent et l'AESM étant plus fortes que celles entre la prévalence au cours des 2 à 12 mois précédents et l'AESM, lesquelles, sont, à leur tour, plus fortes que les associations entre l'AESM et l'existence d'un trouble au cours de la vie, mais non au cours des 12 derniers mois. Par ailleurs, pour chaque mesure de morbidité mentale, un pourcentage appréciable de participants à l'enquête ne percevaient pas leur santé mentale comme passable ou mauvaise. D'autres études seront nécessaires en vue d'en découvrir les raisons.

En ce qui concerne les états morbides individuels, l'AESM ne peut pas être utilisée pour suivre les tendances, examiner l'étiologie, prédire le besoin de traitement ou déterminer si les personnes qui ont besoin d'un traitement le reçoivent. Cependant, son association forte et cohérente avec une large gamme de mesures de la morbidité mentale en fait un indicateur potentiellement utile pour la surveillance de la santé mentale générale. En outre, l'AESM reflète les perceptions des individus quant à leur santé mentale, lesquelles ont des incidences sur l'utilisation des services et l'observation du traitement.

L'AESM est la seule mesure de niveau national de la santé mentale offerte par les enquêtes sur la santé réalisées à l'heure actuelle par Statistique Canada. En aidant à comprendre ce que représente l'AESM, la présente étude facilite l'utilisation de cette mesure dans les enquêtes courantes et comme indicateur de la santé. ■

Références

1. A. Singh-Manoux, J.F. Martikainen, M. Zins *et al.*, « What does self rated health measure? Results from the British Whitehall II and French Gazel cohort studies », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60, 2006, p. 364-372.
2. N.M. Krause et G.M. Jay, « What do global self-rated health items measure? », *Medical Care*, 32(9), 1994, p. 930-942.
3. E.L. Idler, S.V. Hudson et H. Leventhal, « The meanings of self-ratings of health: A qualitative and quantitative approach », *Research on Aging*, 21(3), 1999, p. 458-476.
4. K. Honjo, N. Kawakami, T. Takeshima *et al.*, « Social class inequalities in self-rated health and their gender and age group differences in Japan », *Journal of Epidemiology*, 16, 2006, p. 223-232.
5. N.E. Mulvaney-Day, M. Alegria et W. Sribney, « Social cohesion, social support, and health among Latinos in the United States 2007 », *Social Science and Medicine*, 64, 2007, p. 477-495.
6. M. Shields, « Appartenance à la communauté et autoévaluation de l'état de santé », *Rapports sur la santé*, 19(2), 2008, p. 57-67 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
7. S.J. Katz, R.C. Kessler, R.G. Frank *et al.*, « The use of outpatient mental health services in the United States and Ontario: the impact of mental morbidity and perceived need for care », *American Journal of Public Health*, 87(7), 1997, p. 1136-1143.
8. P.J. Leaf, M.L. Bruce, G.L. Tischler *et al.*, « Factors affecting the utilization of specialty and general medical mental health services », *Medical Care*, 26(1), 1998, p. 9-26.
9. C.E. Albizu-Garcia, M. Alegria, D. Freeman et M. Vera, « Gender and health service use for a mental health problem », *Social Science and Medicine*, 53, 2001, p. 865-878.
10. T.P. Ng, A.Z. Jin, R. Ho *et al.*, « Health beliefs and help seeking for depressive and anxiety disorders among urban Singaporean adults », *Psychiatric Services*, 59(1), 2008, p. 105-108.
11. S.H. Zuvekas et J.A. Fleishman, « Self-rated mental health and racial/ethnic disparities in mental health service use », *Medical Care*, 46(9), 2008, p. 915-923.
12. M. Olfson, S.C. Marcus, M. Tedeschi et G.J. Wan, « Continuity of antidepressant treatment for adults with depression in the United States », *American Journal of Psychiatry*, 163, 2006, p. 101-108.
13. J.A. Fleishman et S.H. Zuvekas, « Global self-rated mental health: associations with other mental health measures and with role functioning », *Medical Care*, 45(7), 2007, p. 602-609.
14. Y. Béland, J. Dufour et R. Gravel, *Sample Design of the Canadian Mental Health Survey. Proceedings of the Survey Methods Section, 2001,* Vancouver, Statistical Society of Canada, 2001, p. 93-98.
15. Statistique Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC): santé mentale et bien-être, cycle 1.2,* disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca (consulté le 7 août 2008).
16. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête,* 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, nº 12-001 au catalogue).
17. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research,* 5(3), 1996, p. 281-310.
18. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section,* Baltimore, Maryland, août 1999.
19. American Psychiatric Association, *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fourth Edition, Text Revision,* Washington DC, American Psychiatric Association, 2000.
20. R.C. Kessler, G. Andrews, U. Coipe *et al.*, « Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress », *Psychological Medicine*, 32(6), 2002, p. 959-976.
21. R. Sadana, C.D. Mathers, A.D. Lopez *et al.*, *Comparative Analyses of More than 50 Household Surveys on Health Status. Summary Measures of Population Health 2002*, Geneva, World Health Organization, p. 369-386.
22. C.E. Ross et J. Mirowsky, « Age and the balance of emotions », *Social Science and Medicine*, 66, 2008, p. 2391-2400.
23. P.A. Kurdyak et G.H. Gnam, « Small signal, big noise: Performance of the CIDI depression module », *Canadian Journal of Psychiatry*, 50(13), 2005, p. 851-856.
24. A. Singh-Manoux, P. Clarke et M. Marmot, « Multiple measures of socio-economic position and psychosocial health: proximal and distal measures », *International Journal of Epidemiology*, 31(6), 2002, p. 1192-1199.
25. P.M. Ulbrich, G.J. Warheit et R.S. Zimmerman, « Race, socioeconomic status, and psychological distress: An examination of differential vulnerability », *Journal of Health and Social Behavior*, 30(1), 1989, p. 131-146.
26. L. Myer, D.J. Stein, A. Grimsrud *et al.*, « Social determinants of psychological distress in a nationally-representative sample of South African adults », *Social Science and Medicine*, 66, 2008, p. 1828-1840.
27. V. Lorant, D. Deliege, W. Eaton *et al.,* « Socioeconomic inequalities in depression: A meta-analysis », *American Journal of Epidemiology*, 157(2), 2003, p. 98-112.
28. C. Muntaner, W.W. Eaton, R. Riech *et al.*, « Socioeconomic position and major mental disorders », *Epidemiologic Reviews*, 26, 2004, p. 53-62.
29. J.B. Dowd et. A. Zajacova, « Does the predictive power of self-rated health for subsequent mortality risk vary by socioeconomic status in the US? », *International Journal of Epidemiology*, 36, 2007, p. 1214-1221.
30. K.H. Humphries et E. van Doorslaer, « Income-related health inequality in Canada », *Social Science and Medicine*, 50, 2000, p. 663-671.
31. A. Singh-Manoux, A. Dugavot, M.J. Shipley *et al.*, « The association between self-rated health and mortality in different socioeconomic groups in the GAZEL cohort study », *International Journal of Epidemiology*, 36, 2007, p. 1222-1228.
32. J.P. Mackenbach, P. Martikainen, C.W.N. Looman *et al.*, « The shape of the relationship between income and self-assessed health: an international study », *International Journal of Epidemiology*, 34, 2005, p. 286-293.
33. T. Bago D'Uva, E. van Dorslaer, M. Lindeboom et O. O'Donnell, « Does reporting heterogeneity bias the measurement of health disparities? », *Health Economics*, 17, 2008, p. 351-375.
34. B.G. Link, J.C. Phelan, M. Bresnahan *et al.*, « Public conceptions of mental illness: Labels, causes, dangerousness, and social distance », *American Journal of Public Health*, 89(9), 1999, p. 1328-1333.
35. T.B. Ustun, « The global burden of mental disorders », *American Journal of Public Health*, 89(9), 1999, p. 1315-1318.
36. T. Vos et C.D. Mathers, « The burden of mental disorders: a comparison of methods between the Australian burden of disease studies and the Global Burden of Disease study », *Bulletin of the World Health Organization*, 78(4), 2000, p. 427-438.
37. M. Cerda, A. Sagdeo et S. Galea, « Comorbid forms of psychopathology: Key patterns and future research directions », *Epidemiologic Reviews*, 2008, p. 1-23.

Annexe

Tableau A
Nombre et pourcentage de cas catégorisés comme présentant un trouble mesuré selon la WMH-CIDI au cours des 12 mois précédents, selon le type de trouble et certaines caractéristiques, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2002

	N'importe lequel		Dépression		Trouble bipolaire I		Trouble panique		Phobie sociale		Agoraphobie		Multiples	
Caractéristiques	**milliers**	**%**	**milliers**	**%**	**milliers**	**%**	**milliers**	**%**	**milliers**	**%**	**milliers**	**%**	**milliers**	**%**
Total	**2 037,0**	**8,4**	**981,1**	**4,0**	**239,4**	**1,0**	**376,0**	**1,5**	**746,1**	**3,0**	**183,4**	**0,7**	**399,5**	**1,6**
Sexe														
Hommes†	758,9	6,3	355,6	2,9	116,8	1,0	125,4	1,0	313,5	2,6	44,2	0,4	164,0	1,3
Femmes	1 278,0	10,4*	625,5	5,0*	122,6	1,0	250,5	2,0*	432,6	3,4*	139,2	1,1*	235,5	1,9*
Groupe d'âge														
15 à 24 ans†	474,4	11,6	210,5	5,1	72,8	1,8	73,5	1,8	193,3	4,7	33,6	0,8	89,1	2,2
25 à 44 ans	882,4	9,5*	407,6	4,3	114,3	1,2*	180,5	1,9	329,1	3,5*	85,0	0,9	194,5	2,1
45 à 64 ans	563,9	7,6*	292,7	3,9*	51,9	0,7*	107,1	1,4	191,2	2,5*	50,9[E]	0,7[E]	102,8	1,4*
65 ans et plus	116,3	3,3*	70,3	1,9*	F	F	14,8[E]	0,4*[E]	32,5[E]	0,9*[E]	13,9[E]	0,4*[E]	F	F
État matrimonial														
Marié(e)/union libre†	952,2	6,4	435,7	2,8	101,3	0,7	193,2	1,3	348,9	2,3	78,3	0,5	171,7	1,1
Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e)	360,2	11,7*	207,7	6,5*	38,7	1,2*	61,7	2,0*	99,3	3,1*	49,0[E]	1,5*[E]	75,3	2,4*
Jamais marié(e)	722,5	11,6*	336,6	5,3*	99,4	1,6*	121,1	1,9*	296,9	4,7*	56,2	0,9*	152,4	2,4*
Niveau de scolarité														
Pas de diplôme d'études secondaires†	542,4	8,9	237,5	3,8	82,5	1,3	86,6	1,4	213,6	3,4	61,0[E]	1,0[E]	115,3	1,8
Diplôme d'études secondaires	389,7	8,5	185,2	4,0	40,8	0,9*	95,6	2,1*	138,1	3,0	31,3[E]	0,7[E]	81,2	1,7
Études postsecondaires partielles	216,6	10,7*	101,2	4,9	29,5	1,4	40,8	2,0	78,9	3,8	27,1[E]	1,3[E]	42,7	2,1
Diplôme collégial / d'une école de métiers	541,2	8,3	255,0	3,8	63,1	0,9	103,7	1,6	199,1	3,0	38,6[E]	0,6[E]	101,0	1,5
Diplôme universitaire	331,2	6,9*	192,0	3,9	19,1[E]	0,4*[E]	48,9	1,0	114,1	2,3*	25,3[E]	0,5*[E]	57,9	1,2*
Quintile de revenu du ménage														
Inférieur†	483,3	11,0	233,2	5,2	62,3	1,4	103,6	2,3	166,1	3,7	63,9[E]	1,4[E]	113,7	2,5
Moyen-inférieur	384,6	8,8*	185,9	4,1*	51,0	1,1	65,6	1,5*	143,8	3,2	31,3[E]	0,7*[E]	69,6	1,6*
Moyen	346,3	7,7*	156,6	3,4*	43,5[E]	1,0*	70,5	1,6*	119,1	2,6*	30,5[E]	0,7*[E]	60,0	1,3*
Moyen-supérieur	341,1	7,8*	168,9	3,8*	32,7[E]	0,7*[E]	57,9	1,3*	137,3	3,1	24,5[E]	0,6*[E]	71,0[E]	1,6*[E]
Supérieur	291,0	6,7*	127,7	2,9*	25,4[E]	0,6*[E]	60,3	1,4*	114,3	2,6*	20,9[E]	0,5*[E]	48,6	1,1*
Immigrant														
Oui	307,2	5,7*	167,2	3,1*	34,6[E]	0,6*[E]	43,8[E]	0,8*[E]	96,8	1,8*	39,3[E]	0,7[E]	65,5[E]	1,2*[E]
Non†	1 711,1	9,1	806,0	4,2	198,6	1,0	330,7	1,7	641,2	3,3	143,7	0,8	329,0	1,7
Problème de santé chronique														
Oui	1 375,6	10,4*	674,3	4,9*	178,4	1,3*	278,9	2,1*	480,4	3,5*	126,3	0,9*	294,4	2,2*
Non†	573,9	5,7	269,5	2,6	54,2	0,5	87,4	0,9	223,7	2,2	55,6[E]	0,5[E]	95,4	0,9

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
F coefficient de variation de plus de 33,3 % (valeur supprimée à cause de la très grande variabilité d'échantillonnage)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : santé mentale et bien-être, 2002.

Tableau B
Nombre et pourcentage de cas présentant un trouble mental diagnostiqué autodéclaré, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2002

	N'importe lequel		Trouble dysthymique		Schizophrénie		Psychose		Syndrome de stress post-traumatique		Multiples	
Caractéristiques	**milliers**	**%**	**milliers**	**%**	**milliers**	**%**	**milliers**	**%**	**milliers**	**%**	**milliers**	**%**
Total	**496,0**	**2,0**	**83,5**	**0,3**	**63,2**	**0,3**	**169,9**	**0,7**	**253,4**	**1,0**	**64,8**	**0,3**
Sexe												
Hommes†	207,3	1,7	30,2E	0,3E	38,3E	0,3E	65,9	0,5	106,1	0,9	29,1	0,2
Femmes	288,7	2,3*	53,4E	0,4*E	24,9E	0,2E	104,0	0,8*	147,3	1,2*	35,7	0,3
Groupe d'âge												
15 à 24 ans†	58,8	1,4	F	F	F	F	29,9E	0,7E	24,1E	0,6E	6,5E	0,2E
25 à 44 ans	210,6	2,2*	36,7	0,4E	36,2E	0,4E	68,6	0,7	106,3	1,1*	31,3	0,3*
45 à 64 ans	184,6	2,4*	33,2	0,4E	15,9E	0,2E	61,2	0,8	100,9	1,3*	23,6E	0,3*
65 ans et plus	42,0	1,1	7,1E	0,2E	F	F	10,1E	0,3*E	22,2E	0,6E	F	F
État matrimonial												
Marié(e)/union libre†	225,9	1,5	35,1E	0,2E	18,0E	0,1E	72,6	0,5	126,7	0,8	23,1E	0,2E
Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e)	104,0	3,3*	19,2E	0,6*E	8,2E	0,3*E	33,5	1,0*	66,0	2,1*	20,5E	0,6*E
Jamais marié(e)	166,1	2,6*	29,2E	0,5*E	37,0E	0,6*E	63,8	1,0*	60,7	1,0	21,2E	0,3*E
Niveau de scolarité												
Pas de diplôme d'études secondaires†	125,8	2,0	16,3E	0,3E	21,4	0,3E	41,8	0,7	68,2	1,1	20,0E	0,3E
Diplôme d'études secondaires	76,9	1,6	6,4E	0,1E	F	F	30,0E	0,6E	34,5	0,7*	F	0,1*E
Études postsecondaires partielles	55,6	2,7	7,7E	0,4E	F	F	20,3E	1,0E	30,3E	1,5E	F	F
Diplôme collégial / d'une école de métiers	138,7	2,1	25,0	0,4E	9,1E	0,1*E	48,6	0,7	77,0	1,2	17,3	0,3E
Diplôme universitaire	98,3	2,0	28,2	0,6E	F	F	28,9	0,6	43,4	0,9	12,2E	0,3E
Quintile de revenu du ménage												
Inférieur†	156,6	3,5	19,0E	0,4E	28,1	0,6	60,6	1,3	77,2	1,7	24,4	0,5
Moyen-inférieur	89,4	2,0*	14,2E	0,3E	F	F	32,9E	0,7*E	48,8	1,1*	11,8E	0,3*E
Moyen	84,2	1,8*	16,3E	0,4E	F	F	24,8E	0,5*E	44,1E	1,0*E	F	F
Moyen-supérieur	67,8	1,5*	F	F	F	F	20,0E	0,5*E	38,0	0,9*	9,7E	0,2*E
Supérieur	57,7	1,3*	F	F	F	F	20,0E	0,5*E	27,1E	0,6*E	6,8E	0,2*E
Immigrant												
Oui	65,0	1,2*	11,7E	0,2E	F	F	15,7E	0,3*E	38,7	0,7*	F	F
Non†	422,9	2,2	68,1	0,4	57,1	0,3	152,7	0,8	211,4	1,1	57,2	0,3
Problème de santé chronique												
Oui	397,4	2,9*	61,9	0,5*	46,4E	0,3*E	37,5	1,0*	217,7	1,6*	53,0	0,4*
Non†	95,4	0,9	19,9E	0,2E	16,8E	0,2E	132,0	0,4	34,6	0,3	11,8E	0,1E

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
F coefficient de variation de plus de 33,3 % (valeur supprimée à cause de la très grande variabilité d'échantillonnage)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : santé mentale et bien-être, 2002.

Tableau C
Rapports de cotes corrigés reliant les troubles mesurés selon la WMH-CIDI à l'autoévaluation de la santé mentale passable/mauvaise, selon le type de trouble et certaines caractéristiques, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2002

	N'importe lequel			Dépression			Trouble bipolaire I			Trouble panique			Phobie sociale			Agoraphobie			Multiples		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristiques	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à
Récence du trouble																					
Mois précédent	11,2*	9,1	13,9	22,4*	16,5	30,4	13,1*	7,4	23,2	11,4*	7,8	16,7	13,7*	10,7	17,5	5,5*	2,9	10,6	37,3*	22,9	60,8
2 à 12 mois précédents	6,3*	5,2	7,7	8,1*	6,5	10,1	7,4*	5,1	10,7	6,2*	2,8	13,9	7,6*	5,7	10,2	4,7*	2,3	9,9	6,8*	4,7	9,7
Au cours de la vie, mais pas les 12 mois précédents	2,4*	2,0	2,8	1,9*	1,5	2,3	3,4*	2,5	4,7	2,4*	1,8	3,2	3,4*	2,8	4,2	2,8*	1,7	4,8	2,6*	2,0	3,5
Jamais†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Sexe																					
Hommes	1,1	0,9	1,2	1,0	0,9	1,2	0,9	0,8	1,1	1,0	0,9	1,1	1,0	0,9	1,1	1,0	0,9	1,1	1,0	0,9	1,1
Femmes†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Âge	1,0	0,99	1,0	0,99*	0,99	1,0	0,99*	0,99	1,0	0,99*	0,99	0,99	0,99*	0,99	1,0	0,99*	0,99	0,99	0,99*	0,99	0,99
État matrimonial																					
Marié(e)/union libre†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e)	1,6*	1,4	1,9	1,6*	1,4	1,9	1,8*	1,5	2,1	1,9*	1,6	2,3	1,9*	1,6	2,2	1,9*	1,6	2,2	1,8*	1,6	2,2
Jamais marié(e)	1,3*	1,1	1,5	1,3*	1,1	1,5	1,3*	1,1	1,6	1,4*	1,2	1,6	1,3*	1,1	1,5	1,3*	1,1	1,6	1,4*	1,1	1,6
Niveau de scolarité																					
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Diplôme d'études secondaires	0,9	0,7	1,0	0,8*	0,7	1,0	0,9	0,8	1,1	0,9	0,8	1,1	0,9	0,7	1,0	0,9	0,8	1,1	0,9	0,7	1,1
Études postsecondaires partielles	0,8	0,6	1,0	0,8	0,7	1,1	0,9	0,7	1,1	0,9	0,7	1,1	0,8	0,7	1,0	0,9	0,7	1,1	0,8	0,7	1,0
Diplôme collégial / d'une école de métiers	0,8*	0,7	1,0	0,8*	0,7	0,9	0,9	0,7	1,0	0,9	0,7	1,0	0,8*	0,7	1,0	0,9*	0,7	1,0	0,9	0,7	1,0
Diplôme universitaire	0,7*	0,6	0,9	0,6*	0,5	0,8	0,7*	0,6	0,9	0,8*	0,6	0,9	0,7*	0,6	0,9	0,7*	0,6	0,9	0,7*	0,6	0,9
Quintile de revenu du ménage																					
Inférieur†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Moyen-inférieur	0,7*	0,6	0,9	0,7*	0,6	0,8	0,7*	0,6	0,8	0,7*	0,6	0,9	0,7*	0,6	0,8	0,7*	0,6	0,8	0,7*	0,6	0,8
Moyen	0,6*	0,5	0,7	0,6*	0,5	0,7	0,5*	0,5	0,7	0,6*	0,5	0,7	0,6*	0,5	0,7	0,5*	0,5	0,6	0,6*	0,5	0,7
Moyen-supérieur	0,6*	0,5	0,7	0,5*	0,5	0,7	0,6*	0,5	0,7	0,6*	0,5	0,7	0,5*	0,4	0,7	0,5*	0,5	0,7	0,6*	0,5	0,7
Supérieur	0,3*	0,3	0,4	0,3*	0,3	0,4	0,3*	0,3	0,4	0,3*	0,3	0,4	0,3*	0,3	0,4	0,3*	0,3	0,4	0,3*	0,3	0,4
Immigrant																					
Oui	1,0	0,8	1,2	0,9	0,8	1,1	0,9	0,7	1,1	0,9	0,7	1,1	1,0	0,8	1,2	0,9	0,7	1,0	0,9	0,8	1,1
Non†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Problème de santé chronique																					
Oui	2,4*	2,0	2,8	2,7*	2,3	3,1	2,8*	2,4	3,3	2,9*	2,4	3,4	2,7*	2,3	3,2	3,0*	2,6	3,5	2,8*	2,4	3,3
Non†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : La catégorie Données manquantes a été incluse dans les modèles pour Revenu du ménage et Problème de santé chronique afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : santé mentale et bien-être, 2002.

Tableau D
Rapports de cotes corrigés reliant les troubles mentaux diagnostiqués autodéclarés à l'autoévaluation de la santé mentale passable/mauvaise, selon le type de trouble et certaines caractéristiques, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2002

	N'importe lequel			Trouble dysthymique			Schizophrénie			Psychose			Syndrome de stress post-traumatique			Multiples		
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristiques		de	à		de	à		de	à		de	à		de	à		de	à
Présence du trouble																		
Oui	10,2*	8,4	12,6	11,3*	6,8	18,7	11,5*	6,3	21,1	12,7*	9,5	17,1	8,8*	6,7	11,7	23,0*	14,5	36,4
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Sexe																		
Hommes	1,0	0,9	1,1	1,0	0,9	1,1	1,0	0,9	1,1	1,0	0,9	1,1	1,0	0,9	1,1	1,0	0,9	1,1
Femmes†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Âge	0,99*	0,99	0,99	0,99*	0,98	0,99	0,99*	0,98	0,99	0,99*	0,99	0,99	0,99*	0,99	0,99	0,99*	0,99	0,99
État matrimonial																		
Marié(e)/union libre†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e)	1,8*	1,6	2,2	1,9*	1,6	2,2	1,9*	1,6	2,2	1,9*	1,6	2,2	1,9*	1,6	2,2	1,9*	1,6	2,2
Jamais marié(e)	1,3*	1,1	1,5	1,3*	1,1	1,5	1,3*	1,1	1,5	1,3*	1,1	1,5	1,3*	1,2	1,6	1,3*	1,1	1,6
Niveau de scolarité																		
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Diplôme d'études secondaires	0,9	0,7	1,1	0,9	0,7	1,1	0,9	0,7	1,1	0,9	0,7	1,1	0,9	0,8	1,1	0,9	0,8	1,1
Études postsecondaires partielles	0,8	0,7	1,0	0,9	0,7	1,1	0,9	0,7	1,1	0,9	0,7	1,1	0,8	0,7	1,0	0,9	0,7	1,1
Diplôme collégial / d'une école de métiers	0,8*	0,7	1,0	0,8*	0,7	1,0	0,9*	0,7	1,0	0,8*	0,7	1,0	0,8*	0,7	1,0	0,9*	0,7	1,0
Diplôme universitaire	0,7*	0,6	0,8	0,7*	0,6	0,8	0,7*	0,6	0,9	0,7*	0,6	0,8	0,7*	0,6	0,8	0,7*	0,6	0,9
Quintile de revenu du ménage																		
Inférieur†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Moyen-inférieur	0,7*	0,6	0,9	0,7*	0,6	0,8	0,7*	0,6	0,8	0,7*	0,6	0,8	0,7*	0,6	0,8	0,7*	0,6	0,8
Moyen	0,6*	0,5	0,7	0,5*	0,5	0,6	0,6*	0,5	0,7	0,6*	0,5	0,7	0,5*	0,5	0,7	0,5*	0,5	0,7
Moyen-supérieur	0,6*	0,5	0,7	0,5*	0,4	0,7	0,5*	0,5	0,7	0,6*	0,5	0,7	0,6*	0,5	0,7	0,5*	0,5	0,7
Supérieur	0,4*	0,3	0,4	0,3*	0,3	0,4	0,3*	0,3	0,4	0,3*	0,3	0,4	0,3*	0,3	0,4	0,3*	0,3	0,4
Immigrant																		
Oui	0,9	0,8	1,1	0,9	0,7	1,0	0,9	0,7	1,0	0,9	0,7	1,1	0,9	0,7	1,1	0,9	0,7	1,0
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…
Problème de santé chronique																		
Oui	2,7*	2,4	3,2	3,0*	2,6	3,5	3,0*	2,6	3,5	2,9*	2,5	3,4	2,9*	2,5	3,3	3,0*	2,6	3,5
Non†	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…	1,0	…	…

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : La catégorie Données manquantes a été incluse dans les modèles pour Revenu du ménage et Problème de santé chronique afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : santé mentale et bien-être, 2002.

Tableau E
Rapports de cotes corrigés reliant la détresse psychologique à l'autoévaluation de la santé mentale passable/mauvaise, selon certaines caractéristiques, population de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2002

Caractéristiques	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Niveau de détresse			
Intense (score de 13 à 24)	28,2*	22,9	34,7
Modérée (score de 9 à 12)	8,4*	7,1	10,0
Aucune (score de 0 à 8)†	1,0	…	
Sexe			
Hommes	1,0	0,9	1,1
Femmes†	1,0	…	…
Âge	1,00*	0,99	1,00
État matrimonial			
Marié(e)/union libre†	1,0	…	…
Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e)	1,8*	1,5	2,1
Jamais marié(e)	1,3*	1,1	1,5
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,0	…	…
Diplôme d'études secondaires	0,9	0,8	1,1
Études postsecondaires partielles	0,9	0,7	1,1
Diplôme collégial / d'une école de métiers	0,9	0,8	1,1
Diplôme universitaire	0,8*	0,7	1,0
Quintile de revenu du ménage			
Inférieur†	1,0	…	…
Moyen-inférieur	0,8*	0,7	1,0
Moyen	0,7*	0,6	0,8
Moyen-supérieur	0,7*	0,6	0,9
Supérieur	0,5*	0,4	0,6
Immigrant			
Oui	0,9	0,7	1,1
Non†	1,0	…	…
Problème de santé chronique			
Oui	2,3*	2,0	2,7
Non†	1,0	…	…

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : La catégorie Données manquantes a été incluse dans les modèles pour Revenu du ménage et Problème de santé chronique afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : santé mentale et bien-être, 2002.