Nº 82-003-X au catalogue

Rapports sur la santé



Volume 21, numéro 4

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 choisir la rubrique « Publications ».

Ce produit nº 82-003-X au catalogue 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 » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Nº 82-003-XPF au catalogue • Volume 21 Numéro 4

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. Ce produit ne peut être reproduit et/ou transmis à des personnes ou organisations à l'extérieur de l'organisme du détenteur de licence. Des droits raisonnables d'utilisation du contenu du produit sont accordés seulement à des fins de recherche personnelle, organisationnelle ou de politique gouvernementale ou à des fins éducatives. Cette permission comprend l'utilisation du contenu dans des analyses et dans la communication des résultats et conclusions de ces analyses, y compris la citation de quantités limitées de renseignements complémentaires extraits du produit de données dans ces documents. Cette documentation doit servir à des fins non commerciales seulement. Si c'est le cas, la source des données doit être citée 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, les utilisateurs doivent d'abord demander la permission écrite aux Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa (Ontario) Canada K1A 0T6.

Décembre 2010

Nº 82-003-XPF au catalogue, vol. 21, nº 4
ISSN 1492-7128

Nº 82-003-XIF au catalogue, vol. 21, nº 4
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

Chef de publication
Janice Felman

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 Janice Felman, Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, immeuble R.-H.-Coats, 24e étage, Ottawa (Ontario) Canada K1A0T6.
Téléphone : 613-951-6446
Télécopieur : 613-951-3959
Courriel : rapportssurlasante@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



Incidence du quartier sur les taux d'hospitalisation des enfants et des adolescents pour blessure non intentionnelle 9

par Lisa N. Oliver et Dafna E. Kohen

Les enfants et les adolescents habitant dans les quartiers du quintile de revenu inférieur sont plus susceptibles d'être hospitalisés à la suite d'une blessure non intentionnelle que ceux vivant dans les quartiers du quintile supérieur.



Statut socioéconomique et consommation de suppléments de vitamines et de minéraux au Canada ..19

par Hassanali Vatanparast, Jennifer L. Adolphe et Susan J. Whiting

L'âge, le sexe féminin, un revenu du ménage et un niveau de scolarité élevés, et la sécurité alimentaire sont associés positivement à la consommation de suppléments.



Tendances de la dotation des établissements de soins de longue durée en Colombie-Britannique, selon la propriété de l'établissement, 1996 à 2006 27

par Margaret J. McGregor, Robert B. Tate, Lisa A. Ronald, Kimberlyn M. McGrail, Michelle B. Cox, Whitney Berta et Anne-Marie Broemeling

Au cours de la période de 1996 à 2006, le nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire a augmenté dans tous les groupes de propriété d'établissement, mais le taux d'augmentation a été le plus élevé dans les établissements sans but lucratif exploités par une autorité sociosanitaire.



L'asthme et le rendement scolaire 37

par Dafna E. Kohen

Par rapport aux enfants sans problème de santé chronique, les enfants asthmatiques réussissaient moins bien aux épreuves normalisées de mathématiques et de lecture et obtenaient une évaluation maternelle moins favorable de leur rendement scolaire.

Santé en bref

☐ Tendances récentes des infections des voies respiratoires supérieures, des infections de l'oreille et de l'asthme chez les jeunes enfants au Canada ...49

par Eleanor M. Thomas

Depuis 1994-1995, la prévalence de l'asthme a diminué chez les enfants âgés de 2 à 7 ans. Chez les enfants âgés de 2 et 3 ans, la prévalence des infections des voies respiratoires supérieures est demeurée constante ou a diminué dans la plupart des régions, et les infections de l'oreille ont diminué de façon significative dans toutes les régions.



☐ Douleur chronique chez les personnes de 12 à 44 ans 55

par Pamela L. Ramage-Morin et Heather Gilmour

En 2007-2008, environ 1 Canadien sur 10 de 12 à 44 ans – 9 % d'hommes et 12 % de femmes – souffrait de douleur chronique.



☐ Vaccination contre la grippe H1N1 65

par Heather Gilmour et Nancy Hofmann

En avril 2010, la majorité des Canadiens de 12 ans et plus, soit 59 % d'entre eux, ne s'étaient pas fait vacciner contre le virus H1N1.



Dans ce numéro

Coup d'œil méthodologique



Combiner l'apport en nutriments d'aliments et de boissons et celui de suppléments vitaminiques et minéraux.....73

par Didier Garriguet

Pour calculer l'apport total d'un nutriment et d'en estimer la prévalence de l'apport insuffisant pour une population, les quantités tirées d'aliments et de boissons ainsi que de suppléments vitaminiques et minéraux doivent être combinées.



Validation des catégories de fonctionnement cognitif dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé.....89

par Leanne Findlay, Julie Bernier, Holly Tuokko, Susan Kirkland et Heather Gilmour

Quatre mesures du fonctionnement cognitif pour la population à domicile de 45 ans et plus ont été codées en fonction de cinq catégories qui pourront servir dans de futurs travaux sur la cognition prenant appui sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes — Vieillissement en santé.

Erratum **.....107**

Revue par les pairs

Les personnes suivantes, spécialistes cliniques, méthodologistes et spécialistes de domaines particuliers, ont revu les articles du volume 21 de *Rapports sur la santé*. L'équipe de la rédaction les remercie de leurs précieux conseils et du temps qu'elles ont consacré à ce travail.

Stephanie A. Atkinson
Tory Atwood
Julie Bernier
Peter Bolli
Evelyne Bougie
Joe Braun
Danielle Brulé
Lyne Cloutier
Jennifer L. Copeland
Carolyn De Coster
Michael Cusimano
Kevin Dodd
Malcolm Doupe
John A. Fleishman
George Fodor
Eduardo Franco
Cy Frank
Rochelle Garner
Didier Garriguet
Richard H. Glazier
Katherine Gray-Donald
Tim Green
Pierre Guy
Pavel Hamet
Charlene Harrington
John Hay
Michael Hayes
Scott Hofer
Chanda Nicole Holsey
Michel Joffres
Tracy Johnson
Louise Johnson-Down
Shonna Kelly
Scott T. Leatherdale
Nora Lee
Brian McCrindle
Margaret A. McDowell
Alex McKay
Sheniz Moonie
Cameron Mustard
Lindsay Nettlefold
K. Bruce Newbold
Edward Ng
Arto Ohinmaa
Robert Pampalon
Beth Pietersen
Annie Robitaille
Michelle Rotermann
Don Schopflocher
Margot Shields
Lesbia Smith
Janet Smylie
Paula J. Stewart
Scott Thomas
Angus H. Thompson
Brian W. Timmons
Ellen L. Toth
Frank Trovato
Hope Weiler
Kathryn Wilkins
Doug Willms



PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES
DISPONIBLES À

www.statcan.gc.ca

Incidence du quartier sur les taux d'hospitalisation des enfants et des adolescents pour blessure non intentionnelle

par Lisa N. Oliver et Dafna E. Kohen

Résumé

Contexte
La recherche semble indiquer que le fait d'habiter dans un milieu mieux nanti a une incidence positive sur la santé des enfants. Le lien avec les blessures est moins clair. Notre analyse porte sur les variations des taux d'hospitalisation à la suite de blessures non intentionnelles selon le revenu du quartier chez la population canadienne âgée de 0 à 19 ans et vivant en milieu urbain.

Données et méthodes
L'analyse a porté sur les données des dossiers de congés des patients âgés de 0 à 19 ans hospitalisés pour une courte durée au cours de la période allant de 2001-2002 à 2004-2005. Les blessures ont été classées à l'aide de la Classification internationale des maladies. Les aires de diffusion du recensement ont servi à définir les quartiers, et les quintiles de revenu ont été calculés à l'aide des données du Recensement de 2001. Les taux d'hospitalisation normalisés selon l'âge pour 10 000 années-personnes à risque ont été calculés pour chaque type de blessure, par sexe, par groupe d'âge et par quintile de revenu du quartier.

Résultats
Les enfants et les adolescents habitant dans les quartiers du quintile de revenu inférieur présentaient généralement un taux d'hospitalisation à la suite d'une blessure non intentionnelle plus élevé que ceux vivant dans les quartiers du quintile supérieur. La tendance était particulièrement évidente chez les enfants de 0 à 9 ans des quartiers à faible revenu dans le cas des blessures liées au transport terrestre, à l'empoisonnement, au feu, à la noyade et à la suffocation, aux coupures ou perforations et au milieu naturel.

Interprétation
Les enfants canadiens vivant dans des quartiers à faible revenu présentent de manière générale des taux d'hospitalisation liée à des blessures non intentionnelles plus élevés que les enfants des milieux plus aisés.

Mots-clés
Classe sociale, conditions sociales, développement de l'enfant, dossiers des hôpitaux, plaies et blessures, situation socioéconomique, traumatismes.

Auteures
Lisa N. Oliver (1-613-951-4708; lisa.oliver@statcan.gc.ca) et Dafna E. Kohen (1-613-951-3346; dafna.kohen@statcan.gc.ca) travaillent à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Les blessures non intentionnelles chez les enfants et les adolescents constituent un problème de santé publique au Canada[1]. En 2004, les blessures non intentionnelles ont entraîné 30 345 hospitalisations chez les enfants et les jeunes âgés de 0 à 19 ans[2]. En 2003-2004, environ un cinquième des coûts d'hospitalisation de courte durée chez les enfants étaient attribuables aux blessures et aux empoisonnements[3]. Les blessures graves et les traumatismes chez les enfants sont associés à des incapacités et à une piètre qualité de vie liée à la santé tant à court terme qu'à long terme[4-7]. De surcroît, les blessures non intentionnelles sont la principale cause de mortalité chez les enfants et les adolescents au Canada, ayant occasionné 664 décès en 2004[8].

Il a été établi que le quartier où ils habitent constitue un facteur important de la santé des enfants[9-13]. Par ailleurs, bien que la recherche semble indiquer que le fait d'habiter dans un milieu mieux nanti a une incidence positive sur la santé des enfants, le lien avec les blessures est moins clair, et on découvre de manière de plus en plus certaine que ce lien dépend du type de blessure[14-22].

Pour diverses raisons, le revenu d'un quartier pourrait être lié aux blessures subies par les enfants. L'environnement social et physique des quartiers à faible revenu peut présenter un risque de blessures pour les enfants[23-26]. De plus, la relation entre le revenu du quartier et les blessures est susceptible de mettre en évidence des facteurs individuels et familiaux. Par exemple, les enfants vivant au sein de familles à faible revenu sont moins susceptibles de porter un casque de vélo que les enfants de familles

plus aisées[27,28], et plus susceptibles d'être exposés à des risques à la maison[29].

La relation entre le fait de vivre dans un quartier défavorisé et les blessures pendant l'enfance a été examinée dans le cadre d'études antérieures au moyen de données d'enquête autodéclarées ou déclarées par les parents[30-32] ou encore de données administratives sur l'hospitalisation et la mortalité[22,33-35]. Les enquêtes, cependant, permettent généralement de recueillir des données sur une seule blessure, et la prévalence déclarée des blessures graves (c'est-à-dire nécessitant une hospitalisation) est faible. Les études fondées sur des données administratives portent souvent sur un seul hôpital ou une seule ville[22,35], ou ne portent pas sur une grande variété de blessures non intentionnelles[33,34].

Afin de remédier à certaines de ces lacunes, nous nous sommes fondés, dans notre étude, sur des données hospitalières nationales pour examiner le lien entre le revenu des quartiers urbains et l'hospitalisation à la suite de blessures non intentionnelles chez les enfants et les adolescents.

Méthodologie

La Base de données sur la morbidité hospitalière (BDMH) contient, pour chacune des hospitalisations, un dossier de congé du patient. L'information-santé orientée vers la personne (ISOP), tirée de la BDMH, établit des liens entre les dossiers en question à l'échelle de la personne. L'ISOP comprend l'âge, le sexe, les diagnostics, les dates d'admission et de sortie ainsi que le lieu de résidence du patient.

Aux fins de notre analyse, nous avons établi des liens à l'échelle de la personne pour 87 % des dossiers sur la morbidité hospitalière. Des 13 % des dossiers non utilisés, 10 % se rapportaient à des nouveau-nés (exclus) et 3 % comportaient un identifiant non valide. La présente étude est fondée sur 852 234 dossiers d'hospitalisation d'enfants et de jeunes âgés de 0 à 19 ans vivant dans une région urbaine du Canada et ayant obtenu leur congé d'un hôpital de soins de courte durée au cours des exercices financiers (avril à mars) 2001-2002 à 2004-2005.

Classification des blessures

Les blessures non intentionnelles ont été classées à l'aide de la Classification internationale des maladies (CIM). Les provinces canadiennes n'utilisaient pas toutes la même version de la CIM pendant la période visée; les codes de la CIM ont été analysés selon la version utilisée (tableau A en annexe).

Les données indiquent les « cas de blessure » et non le nombre de congés de l'hôpital ou de personnes.

Les dossiers de congés des patients permettent de consigner plusieurs diagnostics; les dossiers comprenant au moins un diagnostic de blessure non intentionnelle ont été utilisés aux fins de l'analyse.

L'ISOP comprend un enregistrement unique pour chacune des sorties de l'hôpital. Afin d'éviter de compter plusieurs fois la même blessure, nous avons créé un « cas de blessure » pour les personnes ayant obtenu leur congé de l'hôpital et ayant été admises de nouveau (par exemple dans le cas d'un transfert) le même jour. Au cours de la période visée par l'étude, il y a eu 76 227 « cas de blessure » non intentionnelle chez les 0 à 19 ans, ce qui correspond à 73 244 personnes. La grande majorité de ces personnes (96,3 %, n=70 537) ont été hospitalisées une seule fois; durant la même période de quatre ans, 3,7 % des personnes (n=2 707) ont été hospitalisées plus d'une fois à la suite d'une blessure non intentionnelle.

Dans toutes les provinces à l'exception du Québec, il est possible d'indiquer plus d'un code de blessure pour une même blessure. Au total, 349 hospitalisations (0,45 % de l'ensemble des cas) s'étaient vu attribuer des codes de blessure dans plus d'une catégorie. Comme l'analyse d'un échantillon de ces cas a montré qu'ils semblaient tous plausibles (par exemple un épisode d'hypothermie et une blessure découlant d'un accident de la route), ils ont été inclus dans l'étude.

Définitions

Les *blessures non intentionnelles* regroupent toutes les blessures non intentionnelles à l'exclusion des effets indésirables ou des complications de soins chirurgicaux et médicaux. Les blessures non intentionnelles ont été regroupées en neuf catégories à l'aide des classifications de l'Agence de la santé publique du Canada[36] : blessures entraînées par les chutes, blessures liées au transport terrestre, blessures causées par un heurt, coupures et perforations, empoisonnement, blessures causées par le feu, noyade et suffocation, blessures liées au milieu naturel et autres blessures. Ce système de classification a été créé dans le cadre de l'International Collaborative Effort on Injury.

Les *blessures entraînées par les chutes* sont occasionnées par les chutes sur la glace ou la neige et les chutes d'un meuble, d'une structure de jeux, d'un arbre ou d'une falaise. Les chutes mettant en cause des véhicules de transport, de l'eau (comme dans le cas d'une noyade) et du feu sont dans des catégories différentes.

Les *blessures liées au transport terrestre* se rapportent aux accidents survenant sur la surface terrestre et mettant en cause piétons, cyclistes, motocyclettes, automobiles, camionnettes, fourgonnettes, véhicules lourds, autobus, trains, tramways, véhicules industriels et véhicules tout-terrain.

Les *blessures causées par un heurt* sont celles qu'on subit lorsqu'on est heurté par un objet lancé, un équipement de sport, une personne ou une foule, ou qu'on les heurte, ou lorsqu'on se cogne contre un objet en marchant.

Les *coupures et perforations* (y compris celles causées par des pièces de machinerie) sont causées par le contact avec des objets comme le verre, un couteau, des outils à main, une tondeuse à gazon, des outils électriques ou des appareils électroménagers ainsi que le contact avec des dispositifs de levage, de la machinerie agricole et toute autre machine non précisée.

Les *blessures causées par le feu* résultent d'un feu dans un logement privé, un bâtiment ou un autre type de construction, ou à l'extérieur (par exemple un incendie de forêt), ou encore de l'inflammation de vêtements et du contact avec un objet en feu.

L'*empoisonnement* correspond à l'intoxication accidentelle causée par l'exposition à des médicaments, des narcotiques, des pesticides, des produits chimiques, des gaz et des vapeurs.

Par *noyade* et *suffocation* (deux causes distinctes combinées en une catégorie) on entend la noyade ou la submersion dans une baignoire, une piscine ou un plan d'eau naturel de même que la suffocation causée par de la terre ou une autre substance, l'obstruction des voies respiratoires, le confinement dans un environnement pauvre en oxygène ou dans un lit.

Les *blessures liées au milieu naturel* comprennent les morsures, les piqûres et les coups provenant d'un animal, d'un insecte ou d'une plante, l'exposition au bruit, aux vibrations, à la chaleur, au froid ou à la variation de la pression de l'air, ainsi que le manque de nourriture et d'eau.

La catégorie des *autres blessures* comprend les blessures causées par une arme à feu, le surmenage, l'explosion d'un objet, l'exposition à un courant électrique, les séquelles ou les effets tardifs d'un événement classé dans une autre catégorie ainsi que les accidents de transport non terrestre.

Les aires de diffusion (AD), de petites unités géographiques du recensement ayant une population de 400 à 700 habitants, ont servi à définir les quartiers. Pendant le traitement des données, les AD où habitaient des patients ont été déterminées, à l'aide de leur code postal, par le Fichier de conversion des codes postaux plus[37]. La détermination des AD a été moins précise au Québec, où les dossiers de congés des patients ne comprennent que les trois premiers caractères du code postal. Les analyses de sensibilité desquelles a été exclu le Québec n'ont pas donné de résultats significativement différents, alors le Québec a été inclus dans toutes les analyses. Les AD situées dans une région métropolitaine de recensement (RMR) ou une agglomération de recensement (AR) ont été considérées comme étant des zones urbaines. Les RMR sont des zones urbaines comptant au moins 100 000 habitants; les AR ont un noyau urbain d'au moins 10 000 habitants[38].

Les quintiles de revenu du quartier ont été calculés à partir des données du Recensement de 2001 à l'aide du revenu moyen de l'équivalent d'une personne seule dans chacune des AD, calcul qui tient compte des différences de taille des ménages. Le revenu moyen de l'équivalent d'une personne seule a été obtenu en divisant le revenu total des ménages de l'AD par le nombre total d'équivalents d'une personne seule. Afin de tenir compte des variations du coût de la vie au Canada, les quintiles de revenu ont été établis pour chacune des RMR et des AR. Le revenu a été supprimé dans les AD comptant moins de 250 habitants et, dans de tels cas, il a été imputé à l'aide de données non supprimées d'AD environnantes.

Au total, 1 086 hospitalisations à la suite d'une blessure non intentionnelle (1,4 %) ont été exclues des analyses parce que les données sur le revenu des AD n'étaient pas disponibles. De ce nombre, 1 049 cas ont été exclus parce que le code postal était absent ou invalide, et dans 37 cas, il a été impossible d'imputer les données sur le revenu en raison de suppressions dans les AD environnantes.

Méthodes statistiques

Les taux d'hospitalisation à la suite d'une blessure non intentionnelle ont été calculés à l'aide des données du Recensement de 2001. Les taux ont été normalisés selon l'âge afin de tenir compte de la distribution inégale de la population en fonction de l'âge dans les quintiles de revenu du quartier.

Les années-personnes à risque ont servi de dénominateur pour les taux d'hospitalisation. On a interpolé la valeur à partir des recensements de 2001 et de 2006, en se servant du point médian de l'exercice financier (octobre). Le dénominateur final représentait la somme des populations interpolées pour les quatre exercices, soit 2001-2002 à 2004-2005. Les taux pour 10 000 années-personnes à risque ont été calculés par groupe d'âge (0 à 9 ans et 10 à 19 ans) et par sexe pour les quintiles de revenu. Les intervalles de confiance de 95 % ont été calculés à l'aide de la distribution de Poisson.

Le test t a été utilisé pour déterminer s'il y avait une différence notable entre les taux d'hospitalisation à la suite d'une blessure observés dans le quintile de revenu du quartier le plus élevé et ceux observés dans les quintiles inférieurs. On a réalisé un test de tendance linéaire afin de relever les relations linéaires entre les taux d'hospitalisation à la suite d'une blessure et les quintiles de revenu du quartier[39]. On a utilisé un niveau alpha de $p<0,05$ pour établir la signification. Le logiciel SAS (version 9.1, SAS Institute, États-Unis) a servi à l'ensemble des analyses statistiques.

Résultats

Taux supérieurs chez les garçons et les adolescents

Au cours des années 2001-2002 à 2004-2005, le nombre d'hospitalisations à la suite de blessures non intentionnelles s'est chiffré à 76 227 (tableau 1) chez les 0 à 19 ans vivant dans un milieu urbain. Les garçons représentaient les deux tiers de ce nombre; c'est donc sans surprise qu'on a observé un taux brut d'hospitalisation pour 10 000 années-personnes à risque nettement supérieur chez ceux-ci (40,8) que chez les filles (21,6). Le taux brut avait tendance à augmenter avec l'âge : il était d'environ 30 hospitalisations pour 10 000 années-personnes à risque chez les enfants de moins de 10 ans et atteignait près de 35 pour 10 000 années-personnes à risque chez les 15 à 19 ans.

Les blessures entraînées par les chutes étaient la principale cause d'hospitalisation à la suite d'une blessure non intentionnelle (43 %), suivies des blessures liées au transport terrestre (21 %) (figure 1). Les blessures causées

Tableau 1
Nombre d'hospitalisations pour blessure non intentionnelle, années-personnes à risque et taux brut pour 10 000 années-personnes à risque, population urbaine de 0 à 19 ans, Canada, 2001-2002 à 2004-2005

	Hospitalisations	Années-personnes à risque	Taux pour 10 000 années-personnes à risque	
			Brut	Normalisé selon l'âge
Total	**76 227**	**24 295 310**	**31,4**	**31,3**
Sexe				
Garçons	50 653	12 426 567	40,8	40,7
Filles	25 574	11 868 743	21,6	21,6
Âge (en années)				
0 à 4 ans	16 212	5 391 425	30,1	...
5 à 9 ans	16 556	6 008 589	27,6	...
10 à 14 ans	20 972	6 395 095	32,8	...
15 à 19 ans	22 487	6 500 201	34,6	...
Quintile de revenu du quartier				
1 (le plus faible)	14 806	4 514 570	32,8	32,7
2	14 346	4 500 780	31,9	31,9
3	15 401	4 852 265	31,7	31,7
4	16 139	5 266 500	30,6	30,6
5 (le plus élevé)	15 535	5 161 195	30,1	29,9
Catégorie de blessures†				
Blessures entraînées par les chutes	32 695	24 295 310	13,5	13,5
Blessures liées au transport terrestre	15 880	24 295 310	6,5	6,5
Blessures causées par un heurt	8 335	24 295 310	3,4	3,4
Empoisonnements	3 953	24 295 310	1,6	1,6
Coupures et perforations	2 230	24 295 310	0,9	0,9
Blessures liées au milieu naturel	1 760	24 295 310	0,7	0,7
Blessures causées par le feu	1 750	24 295 310	0,7	0,7
Noyades et suffocations	993	24 295 310	0,4	0,4
Autres blessures	8 980	24 295 310	3,7	3,7

† Comme les blessures multiples ont été comptabilisées, la somme des sous-catégories est supérieure au total.
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Base de données sur la morbidité hospitalière, 2001-2002 à 2004-2005.

par un heurt représentaient 11 % des hospitalisations à la suite d'une blessure non intentionnelle. Relativement peu d'hospitalisations découlaient d'un empoisonnement (5 %), d'une coupure ou d'une perforation (3 %), d'une blessure causée par le feu (2 %), d'une blessure liée au milieu naturel (2 %) et de la noyade ou de la suffocation (1 %).

Comme la répartition par âge de la population était inégale parmi les quintiles de revenu du quartier, les taux d'hospitalisation à la suite d'une blessure non intentionnelle ont été normalisés selon l'âge. Le taux normalisé selon l'âge est passé d'environ 33 hospitalisations pour 10 000 années-personnes à risque dans les quartiers ayant le revenu le plus faible à environ 30 pour 10 000 années-personnes à risque dans les quartiers ayant le revenu le plus élevé (figure 2). Cette tendance a été observée chez les garçons et les filles ainsi que chez les enfants de 0 à 9 ans. Cependant, chez les 10 à 19 ans, les liens entre le revenu du quartier et les hospitalisations à la suite d'une blessure n'étaient pas statistiquement significatifs.

Faible revenu du quartier et taux d'hospitalisation élevés

Dans le cas de plusieurs causes de blessure non intentionnelle, les enfants et les adolescents des quartiers à faible revenu étaient plus susceptibles d'être hospitalisés que ceux des quartiers à revenu élevé (tableau 2, tableau B en annexe). Les taux d'hospitalisation (normalisés selon l'âge) à la suite d'un *empoisonnement* ou d'une *coupure* ou d'une *perforation* étaient nettement plus élevés dans les trois quintiles de revenu du quartier les plus faibles que dans le quintile supérieur. À l'appui de cette observation, le test de tendance linéaire a été globalement significatif, en fonction du sexe et en fonction du groupe d'âge. De même, les taux d'hospitalisation à la suite d'une *blessure causée par le feu* tendaient à augmenter à mesure que le revenu du quartier diminuait. Le test de tendance linéaire effectué pour les cinq quintiles de revenu a été significatif pour les deux sexes et tous les groupes d'âge.

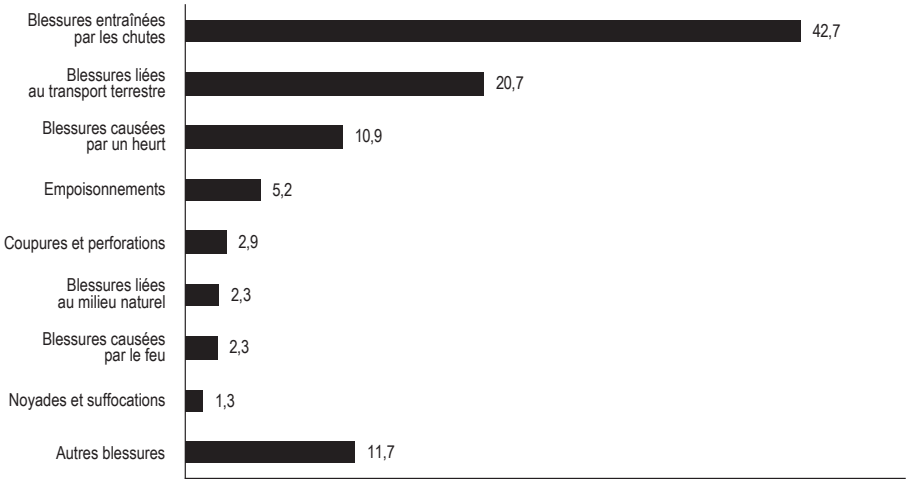
Dans le cas de certaines autres blessures, les taux d'hospitalisation étaient supérieurs dans les quartiers à faible revenu chez les enfants, mais non chez les adolescents. Par exemple, alors que les enfants et les adolescents des quartiers à faible revenu présentaient des taux d'hospitalisation nettement plus élevés pour la *noyade* et la *suffocation*, les *blessures liées au transport terrestre* et les *autres blessures* que ceux des quartiers les mieux nantis, le test de tendance linéaire n'était significatif que chez les enfants de 0 à 9 ans.

Les enfants de 0 à 9 ans des quartiers ayant le revenu le plus faible présentaient des taux d'hospitalisation nettement plus élevés que ceux du quintile supérieur pour ce qui est des *blessures entraînées par les chutes*. En revanche, chez les 10 à 19 ans de ces mêmes quartiers, le taux d'hospitalisation à la suite d'une *blessure entraînée par une chute* était en fait nettement plus faible que chez ceux des quartiers du quintile supérieur.

Revenu du quartier élevé et taux d'hospitalisation élevés

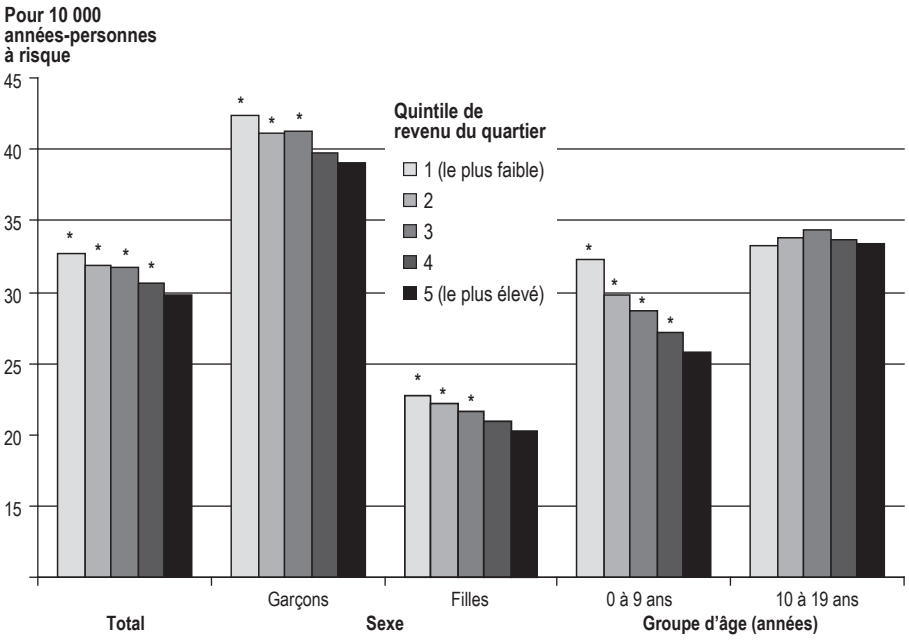
Chez les 10 à 19 ans, les taux d'hospitalisation (normalisés selon l'âge) à la suite de *blessures causées par un heurt* tendaient à augmenter avec le quintile de revenu du quartier. Le test de tendance linéaire a été significatif chez les 10 à 19 ans, mais pas chez les enfants de 0 à 9 ans.

Figure 1
Distribution en pourcentage des hospitalisations pour blessure non intentionnelle, par catégorie, population urbaine de 0 à 19 ans, Canada, 2001-2002 à 2004-2005



Source : Base de données sur la morbidité hospitalière, 2001-2002 à 2004-2005.

Figure 2
Taux d'hospitalisation pour blessure non intentionnelle pour 10 000 années-personnes à risque, par sexe, groupe d'âge et quintile de revenu du quartier, population urbaine de 0 à 19 ans, Canada, 2001-2002 à 2004-2005



* différence significative par rapport au quintile le plus élevé ($p<0,05$)
Source : Base de données sur la morbidité hospitalière, 2001-2002 à 2004-2005

Absence de gradient

Dans le cas des *blessures liées au milieu naturel*, aucun gradient en fonction du revenu du quartier n'a été relevé quant aux taux d'hospitalisation. Par exemple, les jeunes des quartiers à revenu moyen (troisième quintile) présentaient des taux d'hospitalisation à la suite de blessures liées au milieu naturel plus élevés que ceux du quintile de revenu du quartier le plus faible.

Discussion

Comme l'ont fait d'autres études[14,15,22,34,40], notre analyse a démontré que les taux d'hospitalisation à la suite d'une blessure non intentionnelle chez les enfants et les adolescents canadiens étaient généralement supérieurs dans les quartiers défavorisés. Cette tendance était observable pour la plupart des types de blessures non intentionnelles, ce qui semble indiquer que les blessures sont liées au niveau de revenu du quartier où vivent les enfants.

Les taux d'hospitalisation à la suite d'un empoisonnement, d'une coupure ou d'une perforation et de blessures causées par le feu étaient supérieurs chez les enfants et les adolescents des quartiers à faible revenu. De plus, chez les enfants de 0 à 9 ans (mais pas chez les 10 à 19 ans), les liens entre le faible revenu du quartier et les hospitalisations à la suite de blessures entraînées par les chutes et d'autres types de blessures non intentionnelles étaient significatifs.

Cependant, les taux d'hospitalisation relatifs à l'ensemble des catégories de blessure n'étaient pas constamment supérieurs chez les enfants des quartiers à faible revenu. En réalité, les taux relatifs aux blessures causées par un heurt étaient nettement supérieurs chez les 10 à 19 ans des quartiers à revenu supérieur. Ce phénomène pourrait s'expliquer par le fait que cette catégorie comprend les blessures causées par la pratique d'un sport, qui sont susceptibles d'être plus répandues dans les quartiers à revenu supérieur. En effet, une étude menée en Angleterre, en Écosse et au pays de Galles a montré que les taux de fractures dues

Tableau 2
Taux d'hospitalisation (normalisé selon l'âge) pour blessure non intentionnelle pour 10 000 années-personnes à risque, par catégorie de blessures, quintile de revenu du quartier, sexe et groupe d'âge, population urbaine de 0 à 19 ans, Canada, 2001-2002 à 2004-2005

Catégorie de blessures / Quintile de revenu du quartier	Total				Sexe								Groupe d'âge (années)							
					Garçons				Filles				0 à 9 ans				10 à 19 ans			
		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 %		
	Taux	de	à	CTL†	Taux	de	à	CTL†	Taux	de	à	CTL†	Taux	de	à	CTL†	Taux	de	à	CTL†
Total																				
Total	31,3	31,1	31,6	-0,02*	40,7	40,4	41,1	-0,02*	21,6	21,3	21,8	-0,03*	28,7	28,4	29,0	-0,05*	33,7	33,4	34,0	0,0
1 (le plus faible)	32,7*	32,2	33,3		42,4*	41,6	43,3		22,8*	22,2	23,4		32,2*	31,5	33,0		33,2	32,5	34,0	
2	31,9*	31,4	32,4		41,1*	40,3	41,9		22,2*	21,6	22,9		29,8*	29,0	30,5		33,8	33,0	34,5	
3	31,7*	31,2	32,2		41,2*	40,4	42,0		21,7*	21,1	22,3		28,7*	28,0	29,4		34,4	33,7	35,1	
4	30,6*	30,1	31,1		39,7	39,0	40,5		20,9	20,4	21,5		27,2*	26,5	27,8		33,6	33,0	34,3	
5 (le plus élevé)	29,9	29,4	30,3		39,1	38,3	39,8		20,2	19,7	20,8		25,8	25,2	26,5		33,4	32,8	34,1	
Chutes																				
Total	13,5	13,3	13,6	0,0	17,1	16,9	17,3	0,0	9,7	9,5	9,9	0,0	14,6	14,4	14,8	-0,02*	12,5	12,3	12,7	0,01*
1 (le plus faible)	13,5	13,2	13,9		17,1	16,5	17,6		9,9	9,5	10,3		15,2*	14,7	15,7		12,1*	11,6	12,5	
2	13,6	13,3	14,0		17,2	16,7	17,8		9,9	9,5	10,3		14,9	14,4	15,5		12,5	12,0	12,9	
3	13,4	13,1	13,7		16,9	16,4	17,4		9,7	9,3	10,1		14,5	14,0	15,0		12,4	12,0	12,8	
4	13,3	13,0	13,6		17,1	16,6	17,6		9,4	9,0	9,8		14,1	13,6	14,6		12,7	12,3	13,1	
5 (le plus élevé)	13,5	13,2	13,8		17,2	16,8	17,8		9,6	9,2	10,0		14,3	13,8	14,8		12,8	12,4	13,2	
Transport terrestre																				
Total	6,5	6,4	6,6	-0,1	8,8	8,6	8,9	0,0	4,2	4,1	4,3	-0,1	3,3	3,2	3,4	-0,12*	9,4	9,2	9,6	0,0
1 (le plus faible)	6,9*	6,6	7,1		9,2*	8,8	9,6		4,5*	4,2	4,8		4,2*	3,9	4,5		9,3*	8,9	9,7	
2	6,8*	6,6	7,1		9,1*	8,8	9,5		4,4*	4,1	4,7		3,5*	3,3	3,8		9,8*	9,4	10,2	
3	7,1*	6,8	7,3		9,5*	9,1	9,8		4,6*	4,3	4,9		3,5*	3,2	3,7		10,3*	9,9	10,7	
4	6,3*	6,1	6,6		8,5*	8,2	8,8		4,1*	3,8	4,3		3,1*	2,9	3,3		9,2*	8,9	9,6	
5 (le plus élevé)	5,7	5,5	5,9		7,7	7,4	8,0		3,6	3,3	3,8		2,5	2,3	2,7		8,5	8,2	8,9	
Heurt																				
Total	3,4	3,4	3,5	0,07*	5,3	5,1	5,4	0,06*	1,5	1,4	1,6	0,08*	1,9	1,8	2,0	0,0	4,8	4,7	4,9	0,10*
1 (le plus faible)	3,0*	2,8	3,1		4,6*	4,3	4,9		1,3*	1,2	1,5		2,0	1,8	2,1		3,9*	3,6	4,2	
2	3,2*	3,0	3,3		4,9*	4,7	5,2		1,3*	1,2	1,5		1,9	1,7	2,1		4,3*	4,1	4,6	
3	3,3*	3,2	3,5		5,2*	4,9	5,5		1,4*	1,2	1,5		1,9	1,7	2,0		4,6*	4,4	4,9	
4	3,6	3,5	3,8		5,6	5,3	5,9		1,6	1,5	1,8		1,9	1,7	2,1		5,2*	4,9	5,4	
5 (le plus élevé)	3,9	3,7	4,0		5,8	5,5	6,1		1,8	1,7	2,0		1,8	1,6	2,0		5,7	5,5	6,0	
Empoisonnements																				
Total	1,6	1,6	1,7	-0,13*	1,7	1,7	1,8	-0,14*	1,5	1,4	1,6	-0,12*	2,3	2,2	2,4	-0,13*	1,0	1,0	1,1	-0,13*
1 (le plus faible)	2,2*	2,0	2,3		2,4*	2,2	2,6		2,0*	1,8	2,2		3,0*	2,8	3,2		1,4*	1,3	1,6	
2	1,7*	1,6	1,8		1,8*	1,7	2,0		1,6*	1,4	1,8		2,4*	2,2	2,6		1,2*	1,0	1,3	
3	1,5*	1,4	1,7		1,7*	1,5	1,8		1,4*	1,3	1,6		2,2*	2,0	2,4		0,9	0,8	1,1	
4	1,4	1,3	1,5		1,4	1,3	1,5		1,4*	1,2	1,5		1,9	1,8	2,1		0,9	0,8	1,0	
5 (le plus élevé)	1,3	1,2	1,4		1,4	1,2	1,5		1,2	1,0	1,3		1,7	1,6	1,9		0,9	0,8	1,0	
Coupures et perforations																				
Total	0,9	0,9	1,0	-0,13*	1,3	1,3	1,4	-0,11*	0,5	0,5	0,5	-0,18*	0,7	0,6	0,7	-0,10*	1,1	1,1	1,2	-0,14*
1 (le plus faible)	1,2*	1,1	1,3		1,7*	1,6	1,9		0,6*	0,5	0,7		0,9*	0,7	1,0		1,5*	1,3	1,6	
2	1,0*	0,9	1,1		1,5*	1,3	1,6		0,6*	0,5	0,7		0,7	0,6	0,8		1,3*	1,2	1,5	
3	0,9*	0,8	1,0		1,3	1,1	1,4		0,5*	0,4	0,6		0,7	0,6	0,8		1,1*	1,0	1,2	
4	0,8	0,7	0,9		1,2	1,1	1,3		0,4*	0,4	0,5		0,6	0,5	0,7		1,0	0,9	1,1	
5 (le plus élevé)	0,7	0,6	0,8		1,1	1,0	1,2		0,3	0,2	0,4		0,6	0,5	0,7		0,9	0,8	1,0	
Milieu naturel																				
Total	0,7	0,7	0,8	-0,1	0,8	0,7	0,8	-0,1	0,7	0,6	0,7	0,0	1,1	1,0	1,1	0,0	0,4	0,4	0,5	-0,1
1 (le plus faible)	0,8*	0,7	0,9		0,9*	0,8	1,0		0,7	0,6	0,8		1,1*	1,0	1,2		0,5*	0,4	0,6	
2	0,7*	0,6	0,8		0,7	0,6	0,8		0,7	0,6	0,8		1,1	0,9	1,2		0,4	0,3	0,5	
3	0,8*	0,8	0,9		0,9*	0,8	1,0		0,8	0,7	0,9		1,2*	1,0	1,3		0,5*	0,5	0,6	
4	0,7	0,6	0,8		0,8*	0,7	0,9		0,6	0,5	0,7		1,1*	1,0	1,2		0,4	0,3	0,4	
5 (le plus élevé)	0,6	0,5	0,7		0,6	0,5	0,7		0,6	0,6	0,8		0,9	0,8	1,0		0,4	0,3	0,4	
Feu																				
Total	0,7	0,7	0,8	-0,17*	0,9	0,8	0,9	-0,15*	0,6	0,5	0,6	-0,21*	1,1	1,0	1,2	-0,19*	0,4	0,3	0,4	-0,12*
1 (le plus faible)	1,0*	1,0	1,1		1,2*	1,1	1,3		0,9*	0,8	1,0		1,7*	1,5	1,8		0,5*	0,4	0,6	
2	0,8*	0,7	0,9		1,0*	0,8	1,1		0,7*	0,6	0,8		1,3*	1,1	1,4		0,4*	0,3	0,5	
3	0,6*	0,6	0,7		0,9*	0,8	1,0		0,4	0,3	0,5		0,9	0,8	1,1		0,4	0,3	0,5	
4	0,6	0,5	0,6		0,7	0,6	0,8		0,5	0,4	0,5		0,9	0,7	1,0		0,3	0,3	0,4	
5 (le plus élevé)	0,5	0,5	0,6		0,7	0,6	0,8		0,4	0,3	0,5		0,8	0,7	0,9		0,3	0,2	0,4	
Noyades et suffocations																				
Total	0,4	0,4	0,4	-0,07*	0,5	0,5	0,6	-0,1	0,3	0,3	0,3	-0,1	0,7	0,7	0,8	-0,06*	0,1	0,1	0,2	-0,1
1 (le plus faible)	0,5*	0,4	0,5		0,6	0,5	0,7		0,3*	0,3	0,4		0,8*	0,7	0,9		0,2*	0,2	0,3	
2	0,4	0,4	0,5		0,5	0,5	0,6		0,3*	0,3	0,4		0,7	0,6	0,9		0,2	0,1	0,2	
3	0,4	0,3	0,4		0,5	0,4	0,6		0,3	0,2	0,4		0,7	0,6	0,8		0,1	0,1	0,2	
4	0,4	0,3	0,4		0,5	0,4	0,5		0,3*	0,3	0,4		0,7	0,6	0,8		0,2	0,1	0,2	
5 (le plus élevé)	0,4	0,3	0,4		0,5	0,4	0,6		0,2	0,2	0,3		0,6	0,5	0,7		0,1	0,1	0,2	
Autres blessures																				
Total	3,7	3,6	3,8	-0,02*	4,6	4,5	4,7	0,0	2,7	2,6	2,8	0,0	3,3	3,2	3,4	-0,06*	4,0	3,9	4,2	0,0
1 (le plus faible)	3,9*	3,7	4,0		5,1*	4,8	5,4		2,6	2,4	2,8		3,7*	3,5	4,0		4,0	3,7	4,3	
2	3,7*	3,5	3,9		4,5	4,2	4,8		2,9*	2,7	3,1		3,5*	3,2	3,7		3,9	3,7	4,2	
3	3,8*	3,6	4,0		4,8*	4,5	5,1		2,7	2,5	3,0		3,3*	3,1	3,5		4,2	4,0	4,5	
4	3,6	3,4	3,7		4,3	4,1	4,6		2,8	2,6	3,0		3,1	2,9	3,3		4,0	3,8	4,3	
5 (le plus élevé)	3,5	3,3	3,6		4,3	4,1	4,6		2,6	2,4	2,8		2,9	2,7	3,1		4,0	3,8	4,2	

† CTL = coefficient de tendance linéaire

* différence significative par rapport au quintile le plus élevé (p<0,05)

Source : Base de données sur la morbidité hospitalière, 2001-2002 à 2004-2005.

à la pratique d'un sport chez les enfants augmentaient avec l'aisance du secteur[41]. Une analyse préliminaire des codes des causes d'hospitalisation de la CIM a appuyé cette théorie : 29 % des blessures causées par un heurt dans les quartiers dont le revenu était le plus élevé étaient associées au sport, comparativement à 24 % dans les quartiers ayant le revenu le plus faible.

Comme il a été constaté dans certaines études[42-44], mais pas toutes[18,22], les enfants de 0 à 9 ans des quartiers ayant le revenu le plus faible présentaient un taux d'hospitalisation à la suite de blessures entraînées par une chute plus élevé que ceux des quartiers dont le revenu était le plus important. Par contre, chez les 10 à 19 ans, le taux était inférieur dans les quartiers ayant le revenu le plus faible. Il est possible que les circonstances des chutes ne soient pas les mêmes chez les jeunes enfants et chez les enfants plus âgés. Par exemple, les risques associés à l'absence de barrières pour enfants pourraient rendre les jeunes enfants plus susceptibles d'être hospitalisés à la suite d'une chute.

Points forts et limites

Les études canadiennes portant sur les liens entre le revenu du quartier et les blessures chez les enfants ont généralement été fondées sur des données d'enquête autodéclarées, qui ne fournissent pas de renseignements sur les diagnostics[30-32], ou sur des données administratives se rapportant à une seule ville ou un seul hôpital[22,35]. En revanche, nous avons utilisé quatre années de données d'hospitalisation (basées sur la population) se rapportant aux enfants de milieux urbains du Canada pour calculer des taux en fonction de l'âge et du sexe. En outre, les taux présentés dans notre article sont probablement conservateurs, car les hospitalisations à la suite de blessures survenues à l'extérieur de la province de résidence ont été exclues, de même que les cas où les enfants et les adolescents sont décédés avant d'être admis à l'hôpital. De plus, par définition, les personnes s'étant présentées aux urgences, à un cabinet de médecins ou à une clinique ont été exclues.

Notre étude comporte plusieurs limites. Comme le Québec ne consigne que les trois premiers caractères du code postal, la détermination des quintiles de revenu du quartier y a été moins précise que dans les autres provinces.

La recherche semble indiquer que le quartier a des effets indépendants sur les blessures subies par les enfants même lorsque l'on tient compte des facteurs individuels et familiaux[45]. Malgré tout, en raison du manque d'information relativement aux caractéristiques familiales ou aux comportements de l'enfant susceptibles d'influer sur le risque de blessures[32,46], il nous a été impossible d'établir, dans notre analyse, la contribution relative des facteurs liés à l'individu, à la famille et au quartier.

Il s'agit d'une étude écologique : les liens observés à l'échelle du quartier ne s'appliquent pas nécessairement à l'échelle de l'individu. De plus, les observations ne s'appliquent qu'aux milieux urbains et ne sont donc pas nécessairement valides dans le cas des milieux ruraux. En outre, nous n'avons eu accès à aucune donnée sur l'emplacement géographique où était survenue la blessure.

Répercussions sur la recherche

Les blessures subies par les enfants constituent un des grands enjeux stratégiques au Canada[1]. Les résultats de la présente étude pourraient être utiles dans le cadre de l'élaboration de stratégies visant à réduire les blessures chez les enfants. De plus, les taux d'hospitalisation présentés peuvent servir à examiner les changements au fil du temps. Il restera aux chercheurs à étudier l'incidence des dimensions sociales et physiques des quartiers sur les blessures subies par les enfants de même que l'influence relative des facteurs individuels et des facteurs liés au quartier, et à déterminer si les mêmes phénomènes s'observent dans les milieux ruraux.

Conclusion

Le taux d'hospitalisation à la suite de blessures non intentionnelles chez les enfants des milieux urbains du Canada varie selon le revenu du quartier. En effet, le taux d'hospitalisation à la suite d'une blessure causée par le feu, d'un empoisonnement, d'une noyade ou d'une suffocation et de coupures ou de perforations augmentait à mesure que le revenu du quartier diminuait. Dans le cas des hospitalisations à la suite d'une blessure causée par un heurt, la tendance présentait un gradient inverse, c'est-à-dire que la hausse du revenu du quartier était associée à un taux d'hospitalisation plus élevé. ■

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Dans les milieux urbains du Canada, les enfants et les adolescents des quartiers à faible revenu présentent des taux de mortalité due à des blessures non intentionnelles supérieurs.

Ce qu'apporte l'étude

- Les enfants et les adolescents des quartiers urbains à faible revenu sont plus susceptibles que ceux des quartiers mieux nantis d'être hospitalisés à la suite de blessures non intentionnelles.
- C'est chez les enfants de 0 à 9 ans que la relation entre le fait de vivre dans un quartier à faible revenu et l'hospitalisation à la suite d'une blessure était la plus marquée.
- Les taux d'hospitalisation à la suite d'une blessure causée par un heurt étaient plus élevés chez les jeunes de 10 à 19 ans des quartiers à revenu supérieur que chez ceux des quartiers à faible revenu.

Remerciements

Nous souhaitons souligner la contribution de Russell Wilkins, de Michelle Rotermann et de Helen Johansen, de la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada.

Références

1. K. Leitch, *Vers de nouveaux sommets. Rapport de la conseillère en santé des enfants et des jeunes,* Ottawa, ministre de la Santé, 2008.
2. Agence de la santé publique du Canada, *Principales causes d'hospitalisation, Canada, 2004, hommes et femmes confondus : nombre (taux brut pour 100 000),* 2009.
3. Institut canadien d'information sur la santé, *Coûts des séjours en soins de courte durée selon l'affection au Canada, 2004-2005,* Toronto, 2008.
4. T.L. Holbrook, D.B. Hoyt, R. Coimbra *et al.,* « Trauma in adolescents causes long-term marked deficits in quality of life: adolescent children do not recover preinjury quality of life or function up to two years postinjury compared to national norms », *Journal of Trauma,* 62(3), 2007, p. 577-583.
5. T.M. Davey, L.M. Aitken, D. Kassulke *et al.,* « Long-term outcomes of seriously injured children: a study using the Child Health Questionnaire », *Journal of Paediatrics and Child Health,* 41(5-6), 2005, p. 278-283.
6. X. Hu, D.E. Wesson, S. Logsetty et L.J. Spence, « Functional limitations and recovery in children with severe trauma: a one-year follow-up », *Journal of Trauma,* 37(2), 1994, p. 209-213.
7. A.L. Winthrop, K.J. Brasel, L. Stahovic *et al.,* « Quality of life and functional outcome after pediatric trauma », *Journal of Trauma,* 58(3), 2005, p. 468-473.
8. Agence de la santé publique du Canada, *Principales causes de décès, Canada, 2004, hommes et femmes confondus : nombre (taux brut de mortalité pour 100 000),* 2009.
9. T. Leventhal et J. Brooks-Gunn, « The neighborhoods they live in: the effects of neighborhood residence on child and adolescent outcomes », *Psychological Bulletin,* 126(2), 2000, p. 309-337.
10. L.N. Oliver, J.R. Dunn, D.E. Kohen et C. Hertzman, « Do neighbourhoods influence the readiness to learn of kindergarten children in Vancouver? A multilevel analysis of neighbourhood effects », *Environment and Planning A,* 39(4), 2007, p. 848-868.
11. D.E. Kohen, J. Brooks-Gunn, T. Leventhal et C. Hertzman, « Neighborhood income and physical and social disorder in Canada: associations with young children's competencies », *Child Development,* 73(6), 2002, p. 1844-1860.
12. G.J. Duncan, J. Brooks-Gunn et P.K. Klebanov, « Economic deprivation and early childhood development », *Child Development,* 65(2 Spec No), 1994, p. 296-318.
13. Y. Xue, T. Leventhal, J. Brooks-Gunn et F.J. Earls, « Neighborhood residence and mental health problems of 5- to 11-year-olds », *Archives of General Psychiatry,* 62(5), 2005, p. 554-563.
14. A. Reimers et L.Laflamme, « Neighbourhood social and socio-economic composition and injury risks », *Acta Paediatrica,* 94(10), 2005, p. 1488-1494.
15. R. Poulos, A. Hayen, C. Finch et A. Zwi, « Area socioeconomic status and childhood injury morbidity in New South Wales, Australia », *Injury Prevention,* 13(5), 2007, p. 322-327.
16. M. Moustaki, E. Petridou et D. Trichopoulos, « Person, time and place coordinates of pedestrian injuries: a study in Athens », *Acta Paediatrica,* 90(5), 2001, p. 558-562.
17. J.A. Locke, A.M. Rossignol et J.F. Burke, « Socioeconomic factors and the incidence of hospitalized burn injuries in New England counties, USA », *Burns,* 16(4), 1990, p. 273-277.
18. K. Engstrom, F. Diderichsen et L. Laflamme, « Socioeconomic differences in injury risks in childhood and adolescence: a nation-wide study of intentional and unintentional injuries in Sweden », *Injury Prevention,* 8(2), 2002, p. 137-142.
19. L. Laflamme et A. Reimers, « Neighborhood social characteristics and fall injuries in children. An area-based study in Stockholm County », *Soz Praventivmed,* 51(6), 2006, p. 355-362.
20. A. Reimers et L. Laflamme, « Neighborhood social composition and injury risks among pre-adolescent and adolescent boys and girls. A study in Stockholm metropolitan », *International Journal of Adolescent Medicine and Health,* 16(3), 2004, p. 215-227.
21. P. Hewson, « Deprived children or deprived neighbourhoods? A public health approach to the investigation of links between deprivation and injury risk with specific reference to child road safety in Devon County, UK », *BMC Public Health,* 4, 2004, p. 15.
22. T. Faelker, W. Pickett et R.J Brison, « Socioeconomic differences in childhood injury: a population based epidemiologic study in Ontario, Canada », *Injury Prevention,* 6(3), 2000, p. 203-208.
23. A.J. Romero, T.N. Robinson, H.C. Kraemer *et al.,* « Are perceived neighborhood hazards a barrier to physical activity in children? », *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine,* 155(10), 2001, p. 1143-1148.
24. S. Coen et N. Ross, « Exploring the material basis for health inequalities: Characteristics of parks in Montreal with contrasting health outcomes », *Health and Place,* 12(4), 2006, p. 361-371.
25. D.C. Collins et R.A. Kearns, « Geographies of inequality: child pedestrian injury and walking school buses in Auckland, New Zealand », *Social Science and Medicine,* 60(1), 2005, p. 61-69.
26. G.R. Istre, M.A. McCoy, L. Osborn *et al.,* « Deaths and injuries from house fires », *New England Journal of Medicine,* 344(25), 2001, p. 1911-1916.
27. A.K. Macpherson, C. Macarthur, T.M. To *et al.,* « Economic disparity in bicycle helmet use by children six years after the introduction of legislation », *Injury Prevention,* 12(4), 2006, p. 231-235.
28. W.J. Millar et I.B. Pless, « Facteurs liés au port du casque à vélo », *Rapports sur la santé,* 9(2), 1997, p. 33-42 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
29. J.V. Turner, M. Spallek, J.M. Najman *et al.,* « Socio-economic distribution of environmental risk factors for childhood injury », *Australian and New Zealand Journal of Public Health,* 30(6), 2006, p. 514-518.
30. K. Simpson, I. Janssen, W.M. Craig et W. Pickett, « Multilevel analysis of associations between socioeconomic status and injury among Canadian adolescents », *Journal of Epidemiology and Community Health,* 59(12), 2005, p. 1072-1077.
31. B.K. Potter, K.N. Speechley, J.J. Koval *et al.*, « Socioeconomic status and non-fatal injuries among Canadian adolescents: variations across SES and injury measures », *BMC Public Health,* 5, 2005, p. 132.
32. H. Soubhi, P. Raina et D.E. Kohen, « Neighborhood, family, and child predictors of childhood injury in Canada », *American Journal of Health Behavior,* 28(5), 2004, p. 397-409.
33. C.S. Birken, P.C. Parkin, T. To et C. Macarthur, « Trends in rates of death from unintentional injury among Canadian children in urban areas: influence of socioeconomic status », *Canadian Medical Association Journal,* 175(8), 2006, p. 867.
34. M.D. Brownell, D. Friesen et T. Mayer, « Childhood injury rates in Manitoba: Socioeconomic influences », *Canadian Journal of Public Health,* 93(suppl. 2), 2002, p. S50-S56.
35. G. Dougherty, I.B. Pless et R. Wilkins, « Social class and the occurrence of traffic injuries and deaths in urban children », *Canadian Journal of Public Health,* 81(3), 1990, p. 204-209.
36. Agence de la santé publique du Canada, « Surveillance des blessures en direct : Matrice de transition de CIM-9 à CIM-10 », 2008, disponible à l'adresse http://dsol-smed.hc-sc.gc.ca/dsol-smed/is-sb/chirpp/ICD10-ICD9TransitionMatrixISOL-fr.xls.

37. R. Wilkins, *FCCP+ Version 4G Guide de l'utilisateur. Logiciel de codage géographique basé sur les fichiers de conversion des codes postaux de Statistique Canada, mis à jour en octobre 2005*, Ottawa, 2006 (Statistique Canada, nº 82F0086-XDB au catalogue).

38. Statistique Canada, « Région métropolitaine de recensement (RMR) » et « Agglomération de recensement (AR) », *Dictionnaire du recensement de 2001, Version Internet* (nº 92-378-XIF au catalogue), Ottawa, 2002.

39. B. Rosner, *Fundamentals of Biostatistics, 5th Edition,* Duxbury, Pacific Grove, 2000.

40. J. Hippisley-Cox, L. Groom, D. Kendrick *et al.,* « Cross sectional survey of socioeconomic variations in severity and mechanism of childhood injuries in Trent 1992-7 », *British Medical Journal,* 324(7346), 2002, p. 1132.

41. R.A. Lyons, M.A. Delahunty, M. Heaven *et al.,* « Incidence of childhood fractures in affluent and deprived areas: population based study », *British Medical Journal*, 320, 2000, p. 149.

42. A. Reimers et L. Laflamme, « Neighbourhood social and socio-economic composition and injury risks », *Acta Paediatrica,* 94(10), 2005, p. 1488-1494.

43. C.S. Birken et C. Macarthur, « Socioeconomic status and injury risk in children », *Journal of Paediatrics and Child Health,* 9(5), 2004, p. 323-325.

44. A. Khambalia, P. Joshi, M. Brussoni *et al.,* « Risk factors for unintentional injuries due to falls in children aged 0-6 years: a systematic review », *Injury Prevention,* 12(6), 2006, p. 378-381.

45. R. Haynes, R. Reading et S. Gale, « Household and neighbourhood risks for injury to 5-14 year old children », *Social Science and Medicine,* 57(4), 2003, p. 625-636.

46. R. Reading, I.H. Langford, R. Haynes et A. Lovett, « Accidents to preschool children: comparing family and neighbourhood risk factors », *Social Science and Medicine,* 48(3), 1999, p. 321-330.

Annexe

Tableau A
Versions utilisées de la Classification internationale des maladies, par province et exercice financier

Province	Exercice 2001	Exercice 2002	Exercice 2003	Exercice 2004
Terre-Neuve-et-Labrador	CIM-10-CA	CIM-10-CA	CIM-10-CA	CIM-10-CA
Île-du-Prince-Édouard	CIM-10-CA	CIM-10-CA	CIM-10-CA	CIM-10-CA
Nouvelle-Écosse	CIM-10-CA	CIM-10-CA	CIM-10-CA	CIM-10-CA
Nouveau-Brunswick	CIM-9-MC	CIM-9-MC	CIM-10-CA	CIM-10-CA
Québec	CIM-9	CIM-9	CIM-9	CIM-9
Ontario	CIM-9; CIM-9-MC	CIM-10-CA	CIM-10-CA	CIM-10-CA
Manitoba	CIM-9-MC	CIM-9-MC	CIM-9-MC	CIM-10-CA
Saskatchewan	CIM-9; CIM-9-MC; CIM-10-CA	CIM-10-CA	CIM-10-CA	CIM-10-CA
Alberta	CIM-9-MC	CIM-10-CA	CIM-10-CA	CIM-10-CA
Colombie-Britannique	CIM-10-CA	CIM-10-CA	CIM-10-CA	CIM-10-CA

CIM-10-CA = Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, dixième révision, adaptation canadienne
CIM-9-MC = Classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès, neuvième révision, modifications cliniques
CIM-9 = Classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès, neuvième révision

Tableau B
Nombre d'hospitalisations pour blessure non intentionnelle, par catégorie de blessures, quintile de revenu du quartier, sexe et groupe d'âge, population urbaine de 0 à 19 ans, Canada, 2001-2002 à 2004-2005

Catégorie de blessures / Quintile de revenu du quartier	Total	Sexe		Groupe d'âge (années)	
		Garçons	Filles	0 à 9 ans	10 à 19 ans
Total					
Total	76 227	50 653	25 574	32 768	43 459
1 (le plus faible)	14 806	9 679	5 127	7 396	7 410
2	14 346	9 448	4 898	6 435	7 911
3	15 401	10 282	5 119	6 491	8 910
4	16 139	10 772	5 367	6 595	9 544
5 (le plus élevé)	15 535	10 472	5 063	5 851	9 684
Chutes					
Total	32 695	21 240	11 455	16 601	16 094
1 (le plus faible)	6 119	3 895	2 224	3 441	2 678
2	6 126	3 957	2 169	3 214	2 912
3	6 484	4 196	2 288	3 277	3 207
4	7 011	4 616	2 395	3 419	3 592
5 (le plus élevé)	6 955	4 576	2 379	3 250	3 705
Transport terrestre					
Total	15 880	10 896	4 984	3 753	12 127
1 (le plus faible)	2 995	2 022	973	914	2 081
2	3 033	2 081	952	743	2 290
3	3 447	2 365	1 082	781	2 666
4	3 365	2 316	1 049	748	2 617
5 (le plus élevé)	3 040	2 112	928	567	2 473
Heurt					
Total	8 335	6 553	1 782	2 125	6 210
1 (le plus faible)	1 310	1 015	295	443	867
2	1 411	1 125	286	397	1 014
3	1 620	1 295	325	419	1 201
4	1 930	1 519	411	463	1 467
5 (le plus élevé)	2 064	1 599	465	403	1 661
Empoisonnements					
Total	3 953	2 161	1 792	2 622	1 331
1 (le plus faible)	1 053	590	463	732	321
2	796	438	358	526	270
3	752	417	335	510	242
4	722	369	353	471	251
5 (le plus élevé)	630	347	283	383	247
Coupures et perforations					
Total	2 230	1 656	574	764	1 466
1 (le plus faible)	527	388	139	194	333
2	464	333	131	149	315
3	438	319	119	151	287
4	429	321	108	144	285
5 (le plus élevé)	372	295	77	126	246
Milieu naturel					
Total	1 760	949	811	1 208	552
1 (le plus faible)	366	206	160	252	114
2	324	165	159	231	93
3	405	226	179	264	141
4	362	205	157	263	99
5 (le plus élevé)	303	147	156	198	105
Feu					
Total	1 750	1 084	666	1 268	482
1 (le plus faible)	508	294	214	398	110
2	380	225	155	283	97
3	309	217	92	211	98
4	297	183	114	207	90
5 (le plus élevé)	256	165	91	169	87
Noyades et suffocations					
Total	993	635	358	810	183
1 (le plus faible)	233	151	82	189	44
2	201	128	73	165	36
3	187	115	72	160	27
4	200	119	81	158	42
5 (le plus élevé)	172	122	50	138	34
Autres blessures					
Total	8 980	5 726	3 254	3 769	5 211
1 (le plus faible)	1 765	1 170	595	870	895
2	1 679	1 037	642	760	919
3	1 844	1 194	650	746	1 098
4	1 889	1 171	718	748	1 141
5 (le plus élevé)	1 803	1 154	649	645	1 158

Source : Base de données sur la morbidité hospitalière, 2001-2002 à 2004-2005.

Statut socioéconomique et consommation de suppléments de vitamines et de minéraux au Canada

par Hassanali Vatanparast, Jennifer L. Adolphe et Susan J. Whiting

Résumé

Contexte
Le lien entre la qualité du régime alimentaire et le statut socioéconomique (SSE) peut s'étendre à la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux. Le présent article décrit les facteurs liés à la consommation de ces suppléments chez les Canadiens, en mettant l'accent sur les associations avec le revenu du ménage et le niveau de scolarité.

Données et méthodes
Les données proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, menée en 2004 (n=35 107). La prévalence de la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux durant le mois qui a précédé l'enquête a été enregistrée. La consommation de suppléments au niveau national a été estimée selon le groupe âge-sexe, le SSE et l'existence de problèmes de santé chroniques. La signification des associations entre les facteurs socioéconomiques et la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux a été déterminée par régression logistique. Les estimations de l'apport habituel de calcium provenant des aliments, et de celui provenant des aliments et de suppléments ont été obtenues en se servant de SIDE-IML.

Résultats
La prévalence de la consommation de suppléments était significativement plus élevée chez les femmes que chez les hommes de tous les groupes d'âge à partir de 14 ans. L'âge, le sexe féminin, un revenu du ménage et un niveau de scolarité élevés, et la sécurité alimentaire sont associés positivement à la consommation de suppléments. Cette dernière accroît considérablement la proportion de la population, surtout chez les adultes âgés, obtenant un apport suffisant de calcium.

Interprétation
La consommation déclarée de suppléments de vitamines et de minéraux varie selon l'âge, le sexe et le SSE. La prévalence relativement basse de la prise de suppléments chez les Canadiens de faible SSE concorde avec les résultats des études américaines. Ces personnes, qui courent déjà le risque d'un apport insuffisant provenant des aliments, ne comblent pas cette lacune en prenant des suppléments de vitamines et de minéraux.

Mots-clés
Apports nutritifs requis, calcium, enquêtes sur la nutrition, nutrition, régime alimentaire, sécurité alimentaire.

Auteurs
Hassanali Vatanparast (1-306-966-6341; vatan.h@usask.ca), Jennifer L. Adolphe et Susan J. Whiting travaillent au College of Pharmacy and Nutrition à l'Université de la Saskatchewan, Saskatoon (Saskatchewan) S7N 5C9

La consommation de suppléments peut accroître l'apport quotidien de vitamines et de minéraux (micronutriments) en sus de celui tiré des aliments uniquement[1,2] et peut donc avoir des bienfaits pour la santé, y compris la prévention des maladies chroniques[3].

Il est reconnu que certains groupes de population sont exposés au risque d'un faible apport en nutriments[4,5]. En particulier, un lien a été établi entre la qualité du régime alimentaire et le statut socioéconomique (SSE), une alimentation de haute qualité étant associée à une plus grande aisance. Les personnes de faible SSE ont tendance à consommer une plus grande quantité d'aliments riches en calories et pauvres en nutriments, alors que celles dont le SSE est plus élevé consomment davantage de céréales, de viandes maigres, de poisson, de produits laitiers à faible teneur en matières grasses, et de fruits et de légumes frais[6].

Les suppléments de vitamines et de minéraux représentent un moyen d'accroître l'apport en micronutriments des personnes dont le régime n'en contient pas suffisamment, car les suppléments ordinaires vendus au détail coûtent moins cher que des aliments tels que les fruits, les légumes et les produits laitiers.

Cependant, selon l'*inverse supplement hypothesis* (hypothèse inverse concernant la prise de suppléments)[7], les personnes qui courent le risque d'un apport inadéquat de nutriments ou qui ont besoin d'un plus grand apport de nutriments à cause du risque de maladie ne sont pas celles qui prennent des suppléments. En fait, selon un certain nombre d'études américaines, la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux est également liée au SSE. Sept des dix études qui portaient sur l'association entre le revenu et la consommation de suppléments chez les adultes et les enfants ont révélé une association positive[7-13]. Un plus haut niveau de scolarité était aussi un prédicteur important de la consommation de suppléments[1,7,8,10,11,14-17].

Au moyen de données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) menée en 2004 (cycle 2.2), il est possible de déterminer si la relation inverse entre la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux et le SSE existe au Canada[1,2,18]. L'objectif de l'ESCC de 2004 était de fournir des estimations de l'apport alimentaire selon la consommation de nutriments, d'aliments particuliers, de groupes d'aliments et de suppléments

alimentaires, et les habitudes alimentaires, au niveau national et provincial chez un échantillon représentatif de la population canadienne. Comme l'ESCC est conçue pour recueillir des données démographiques et socioéconomiques, ainsi que des données sur l'état de santé et la sécurité alimentaire, les associations entre ces facteurs et la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux peuvent être étudiées.

Pour les besoins de la présente analyse, nous avons émis l'hypothèse que les personnes ayant un SSE élevé sont plus susceptibles que celles dont le SSE est faible de prendre des suppléments, mais que d'autres facteurs (âge, sexe) sont également associés de manière significative à la consommation de suppléments. Nous choisissons le calcium, l'un des suppléments minéraux les plus courants, pour démontrer l'effet de la supplémentation sur l'apport total de nutriments.

Données et méthodes

Source des données

De janvier à décembre 2004, l'équipe de l'ESCC (cycle 2.2) a interviewé 35 107 personnes. Sont exclues du champ d'observation de l'enquête les personnes vivant en établissement, les habitants des territoires, des réserves indiennes, des terres de la Couronne et de certaines régions éloignées, les membres des Forces canadiennes régulières et les résidents civils et militaires des bases des Forces canadiennes.

Le cycle 2.2 comportait deux volets : 1) un volet sur l'état de santé générale fournissant des renseignements sur les caractéristiques démographiques et la santé, y compris la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux et 2) un volet sur l'apport alimentaire fondé sur un questionnaire de rappel alimentaire de 24 heures. La méthodologie de l'enquête et la collecte des données ont été décrites en détail dans d'autres rapports[19]. La présente étude porte sur toutes les personnes d'un an et plus qui ont participé au cycle 2.2 (n=34 818).

Définitions

On a demandé aux participants à l'enquête de fournir le flacon ou le paquet de chaque supplément qu'ils prenaient et, si possible, l'identification numérique de drogue (DIN), que l'intervieweur pouvait vérifier immédiatement dans la Base de données sur les produits pharmaceutiques. Pour chaque supplément, les participants à l'enquête ont indiqué la quantité prise quotidiennement au cours du mois précédent. La consommation quotidienne moyenne de chaque supplément a été calculée d'après ces données. La diffusion d'avril 2008 des données de l'ESCC 2.2 comprend trois fichiers contenant des renseignements sur la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux. La présente analyse repose sur les données tirées de deux de ces fichiers, à savoir les données détaillées sur les suppléments de vitamines et de minéraux et les données sommaires sur les vitamines et les minéraux. Les variables d'intérêt sont la consommation globale de suppléments et l'apport de calcium provenant des suppléments.

Quatre catégories de revenu annuel total du ménage ont été déterminées d'après le nombre de personnes dans le ménage : *inférieur* (moins de 15 000 $ pour une ou deux personnes; moins de 20 000 $ pour trois ou quatre personnes; moins de 30 000 $ pour cinq personnes et plus), *moyen-inférieur* (de 15 000 $ à 29 999 $ pour une ou deux personnes; de 20 000 $ à 39 999 $ pour trois ou quatre personnes; de 30 000 $ à 50 000 $ pour cinq personnes et plus), *moyen-supérieur* (de 30 000 $ à 59 999 $ pour une ou deux personnes; de 40 000 $ à 79 000 $ pour trois ou quatre personnes; de 60 000 $ à 79 999 $ pour cinq personnes et plus) et *supérieur* (60 000 $ et plus pour une ou deux personnes; 80 000 $ et plus pour trois personnes et plus).

Le niveau de scolarité est classé en quatre catégories d'après le plus haut niveau atteint : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles et diplôme d'études postsecondaires. Comme les analyses préliminaires ont indiqué que l'obtention du diplôme d'études secondaires représentait un seuil important en ce qui concerne la consommation de suppléments, une nouvelle variable a été créée en formant deux catégories de niveau de scolarité : pas de diplôme d'études secondaires et diplôme d'études secondaires ou plus.

La situation de sécurité alimentaire est basée sur 18 questions de l'ESCC conçues pour déterminer si les ménages avaient eu les moyens de se procurer les aliments dont ils avaient eu besoin au cours des 12 mois précédents. La variable dérivée de Statistique Canada comporte quatre catégories : sécurité alimentaire, insécurité alimentaire sans faim, insécurité alimentaire avec faim modérée et insécurité alimentaire avec faim sévère.

Les personnes de 19 ans et plus ont indiqué si un professionnel de la santé avait diagnostiqué chez elles un ou plusieurs problèmes de santé chroniques qui avaient duré ou qui devaient durer au moins six mois. Étaient inclus les problèmes de santé mentale de longue durée.

Les renseignements sur l'apport alimentaire ont été recueillis auprès de chaque participant à l'enquête durant une entrevue sur place. Pour les aider à se rappeler ce qu'ils avaient mangé et bu, et en quelles quantités, depuis 24 heures, les intervieweurs ont utilisé la méthode en cinq étapes appelée Automated Multiple Pass Mehtod[20,21].

La teneur en calories et en nutriments des aliments déclarés a été calculée d'après le Fichier canadien sur les aliments nutritifs (Supplément 2001b) de Santé Canada, une base de données de recettes, ainsi qu'une base de données sur les aliments visés par l'enquête contenant des renseignements sur ceux qui ne figuraient pas dans les autres bases de données[19]. Un deuxième rappel a été effectué trois à dix jours plus tard auprès d'un sous-ensemble d'environ 30 % des participants (n=10 786). Les taux de réponse au premier et au deuxième

rappel étaient de 76,5 % et 72,8 %, respectivement.

Techniques d'analyse

Comme une grande majorité (83 %) des consommateurs de suppléments ont déclaré en avoir pris chaque jour le mois qui a précédé l'enquête (seulement 3,5 % avaient pris des suppléments pendant moins de 15 jours), nous avons supposé dans les analyses que tous les utilisateurs de suppléments en prenaient régulièrement.

Des statistiques descriptives nous ont permis d'estimer, au niveau national, la proportion de la population qui prenait des suppléments de vitamines et de minéraux, ainsi que la répartition des utilisateurs de suppléments entre les divers groupes âge-sexe utilisés pour établir les apports nutritionnels de référence. La consommation de suppléments par les adultes (19 ans et plus) a été calculée selon le revenu du ménage, le niveau de scolarité et la situation de sécurité alimentaire. Certaines analyses ne portent que sur deux groupes d'âge adulte : 19 à 50 ans et 51 ans et plus.

Les données sur l'apport alimentaire provenant des deux rappels de 24 heures ont été corrigées de la variabilité intra-sujet afin d'obtenir les distributions inter-sujets des apports estimés; ce processus comporte la conversion des données de rappel qui ne sont pas représentatives d'un apport habituel en une estimation d'un apport usuel[19]. Cette conversion a été effectuée au moyen de la version modifiée de SIDE-IML (Software for Intakes Distribution Estimation)[19].

Nous avons choisi le calcium pour illustrer l'effet de la prise d'un supplément particulier[22]. L'apport habituel de calcium (mg/j) et le pourcentage de la population obtenant la valeur recommandée à partir d'aliments seulement ont été calculés selon le groupe d'âge et le sexe pour la population d'un an et plus. Le calcul a été répété après avoir ajouté les valeurs de l'apport provenant de suppléments aux valeurs de l'apport provenant des aliments, en se basant sur les premier et deuxième rappels alimentaires de 24 heures. L'écart entre l'apport de calcium chez les utilisateurs et les non-utilisateurs de suppléments a également été examiné.

Nous avons déterminé par régression logistique les associations significatives entre la consommation de suppléments et l'âge, le sexe, le revenu du ménage, le niveau de scolarité, la situation de sécurité alimentaire, les problèmes de santé chroniques et la résidence en région urbaine/rurale. L'utilisation de poids d'échantillonnage nous a permis d'obtenir des estimations sans biais des tailles de population. Les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance ont été calculés par la méthode du *bootstrap*, qui tient compte du plan de sondage complexe de l'enquête. L'absence de chevauchement des intervalles de confiance à 95 % indique une signification statistique[19]. Nous nous sommes servis de la version 15 de SPSS pour fusionner les fichiers de l'ESCC 2.2, créer de nouvelles variables et réduire l'ensemble de données finales, de la version 9 de SAS pour obtenir l'apport habituel de nutriments d'intérêt au moyen de SIDE-IML, et de STATA SE 10 pour d'autres analyses, la pondération et le *bootstrap*. La valeur de alpha a été fixée à 0,05.

Résultats

Suppléments de vitamines et de minéraux

L'âge est étroitement associé à la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux. Environ 40 % des enfants de 1 à 8 ans prenaient des suppléments (tableau 1). La proportion diminuait au cours de l'adolescence pour atteindre moins de 30 % chez le groupe des 14 à 18 ans, puis augmentait régulièrement avec l'âge pour s'établir à 60 % chez les femmes et à 40 % chez les hommes de 51 ans et plus.

Dans l'ensemble, la prévalence de la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux était significativement plus élevée chez les femmes que chez les hommes, soit 47 % contre 34 %. Cet écart existait chez tous les groupes d'âge après 14 ans et s'accentuait aux âges avancés, la différence la plus importante étant observée chez le groupe des 51 à 70 ans. Les femmes de 51 ans et plus affichaient la prévalence la plus forte de consommation de suppléments (60 %) et les garçons de 14 à 18 ans, la prévalence la plus faible (23 %).

Tableau 1
Prévalence de la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Hommes			Femmes		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Groupe d'âge	%	de	à	%	de	à
Total	**33,5**	**32,0**	**34,9**	**46,9***	**45,5**	**48,3**
1 à 3 ans	38,2	33,9	42,5	38,9	34,5	43,3
4 à 8 ans	44,3	40,5	48,1	45,0	40,9	49,1
9 à 13 ans	33,9	30,4	37,3	32,0	28,5	35,5
14 à 18 ans	23,4	20,5	26,4	29,5*	26,5	32,5
19 à 30 ans	27,9	24,5	31,3	37,4*	34,0	40,8
31 à 50 ans	29,2	26,1	32,3	46,8*	43,6	50,1
51 à 70 ans	40,2	37,3	43,2	60,3*	57,4	63,2
71 ans et plus	44,9	40,5	49,3	60,1*	56,8	63,4

* valeur significativement plus élevée que celle observée pour les hommes ($p < 0,05$)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

La consommation de suppléments était généralement plus fréquente chez les personnes dont le revenu du ménage était élevé que chez celles dont le revenu était faible (figure 1). Faisaient exception les femmes de 71 ans et plus, chez lesquelles la consommation de suppléments était élevée quel que soit le revenu du ménage et, de manière inattendue, chez les hommes de 19 à 30 ans et ceux de 71 ans et plus appartenant au groupe inférieur de revenu du ménage.

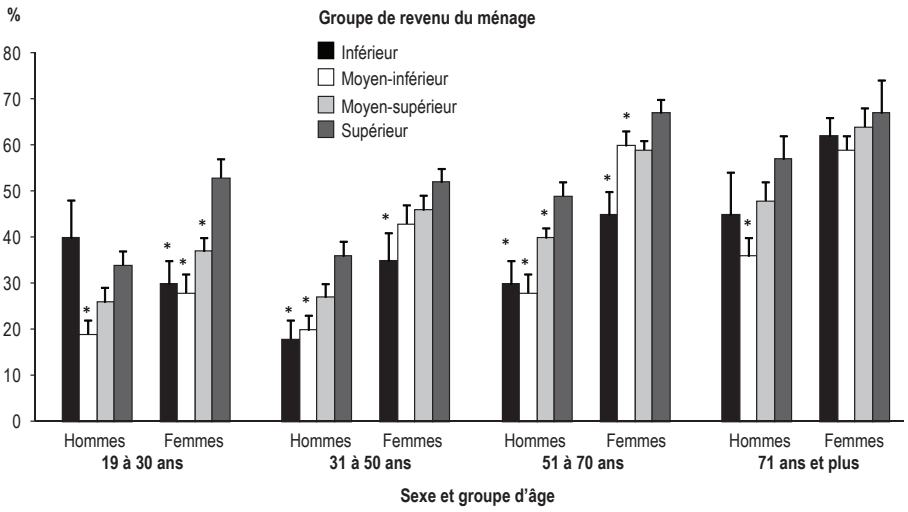
La consommation de suppléments avait également tendance à augmenter avec le niveau de scolarité (figure 2). Chez les hommes, l'écart entre ceux qui n'avaient pas obtenu le diplôme d'études secondaires et ceux qui avaient fait au moins des études postsecondaires partielles était particulièrement prononcé.

Chez les femmes, à mesure que l'insécurité alimentaire devenait plus sévère, la consommation de suppléments avait tendance à diminuer (tableau 2). Chez les hommes, l'association entre la consommation de suppléments et l'insécurité alimentaire suivait une courbe en U, les proportions d'utilisateurs de suppléments étant relativement élevées chez ceux déclarant le niveau le plus sévère d'insécurité alimentaire.

Nombre de facteurs associés à la prise de suppléments sont eux-mêmes corrélés. Ainsi, le revenu du ménage et le niveau de scolarité sont associés l'un à l'autre, et la sécurité alimentaire a tendance à être associée aux deux. L'utilisation de la régression logistique pour tenir compte de ces effets confusionnels éventuels a montré que l'âge, le sexe, le revenu du ménage, le niveau de scolarité, la sécurité alimentaire et les problèmes de santé chroniques étaient indépendamment et significativement associés à la consommation de suppléments.

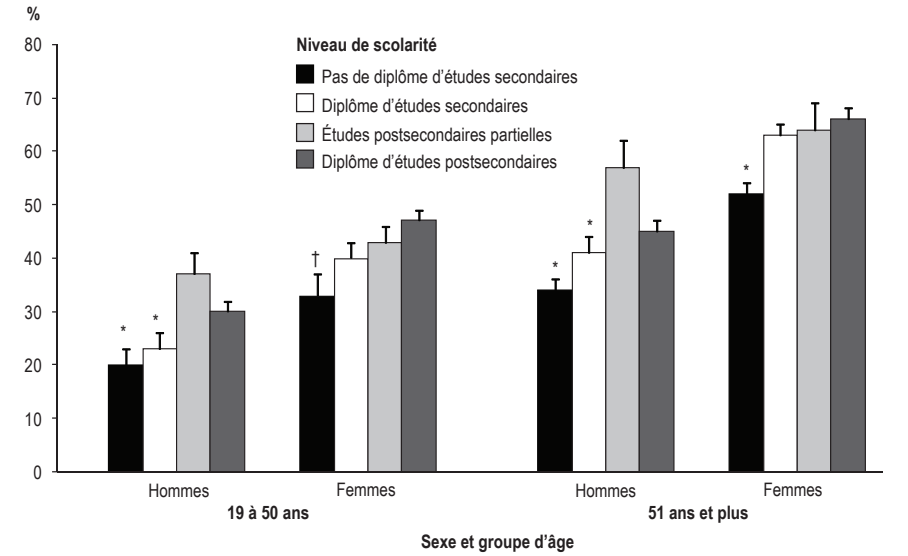
Par exemple, comparativement aux enfants de 1 à 8 ans, le seul groupe significativement plus susceptible de prendre des suppléments était celui des femmes de 51 ans et plus; pour tous les autres groupes âge-sexe, la cote

Figure 1
Prévalence de la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux, selon le groupe de revenu du ménage, le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 19 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* valeur significativement plus faible que celle observée pour le groupe de revenu supérieur ($p < 0,05$)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Figure 2
Prévalence de la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux, selon le niveau de scolarité, le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 19 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* valeur significativement plus faible que celle observée pour les études postsecondaires partielles et le diplôme d'études postsecondaires ($p < 0,05$)
† valeur significativement plus faible que celle observée pour la possession d'un diplôme d'études postsecondaires ($p < 0,05$)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau 2
Prévalence de la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux, selon la situation de sécurité alimentaire, le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 19 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Groupe d'âge/sexe	Sécurité alimentaire	Insécurité alimentaire		
		Faible	Modérée	Sévère
	%	%	%	%
19 à 50 ans				
Hommes	29 ± 1	27 ± 6	16 ± 5*	31 ± 13
Femmes	44 ± 1	39 ± 5	35 ± 6	23 ± 9*
51 ans et plus				
Hommes	42 ± 1	19 ± 9*	13 ± 10*	31 ± 19
Femmes	60 ± 1	61± 8	48 ± 13	50 ± 17

* valeur significativement différente de celle observée pour la sécurité alimentaire (p < 0,05)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau 3
Rapports de cotes corrigés indiquant les facteurs associés à la consommation de suppléments, selon certaines caractéristiques, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Caractéristiques	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Valeur p
		de	à	
Groupe d'âge/sexe				
1 à 8 ans (les deux sexes)†	1,00	...	...	...
9 à 18 ans				
Hommes	0,59*	0,51	0,68	<0,0001
Femmes	0,62*	0,53	0,73	<0,0001
19 à 50 ans				
Hommes	0,41*	0,33	0,50	<0,0001
Femmes	0,81*	0,67	0,98	0,032
51 ans et plus				
Hommes	0,75*	0,62	0,91	0,004
Femmes	1,70*	1,50	2,10	<0,0001
Revenu du ménage				
Inférieur†	1,00	...	...	...
Moyen-inférieur	1,00	0,83	1,20	0,91
Moyen-supérieur	1,20	1,00	1,40	0,02
Supérieur	1,60*	1,30	1,90	<0,0001
Niveau de scolarité				
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,00	...	...	...
Diplôme d'études secondaires ou plus	1,40*	1,20	1,70	<0,0001
Situation de sécurité alimentaire				
Sécurité alimentaire†	1,00	...	...	...
Insécurité alimentaire				
Faible	0,93	0,72	1,20	0,6
Modérée	0,71*	0,53	0,95	0,02
Sévère	0,78	0,43	1,40	0,41
Problème(s) de santé chronique(s)				
Oui†	1,00	...	...	...
Non	0,87*	0,77	0,99	0,014
Résidence				
Rurale†	1,00	...	...	...
Urbaine	1,00	0,90	1,10	0,8

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie de référence (p < 0,05)
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

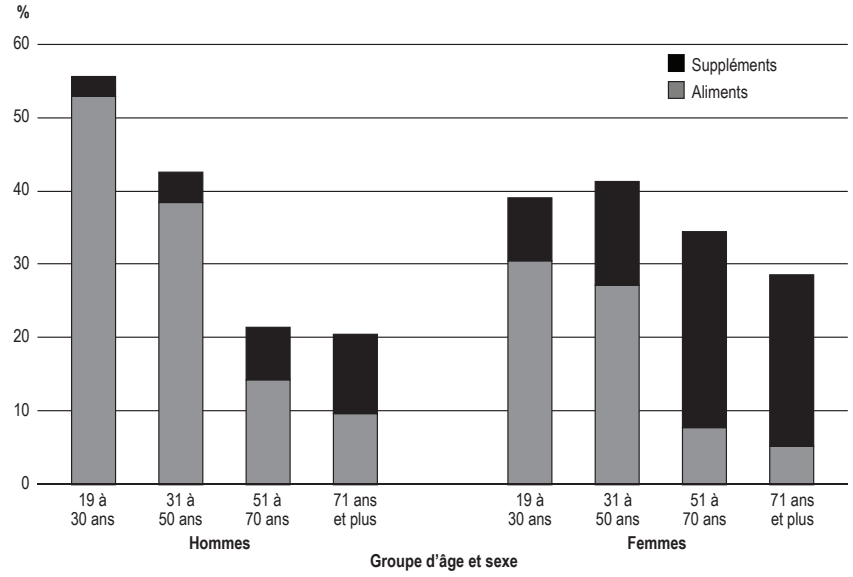
exprimant la possibilité de prendre des suppléments était significativement plus faible (tableau 3). Le revenu du ménage et le niveau de scolarité étaient chacun liés indépendamment à la consommation de suppléments : même quand les effets des autres variables étaient neutralisés, la cote exprimant la possibilité de prendre des suppléments était 1,6 fois plus élevée chez les personnes de la catégorie supérieure de revenu du ménage que chez celles de la catégorie inférieure, et la cote pour les personnes ayant terminé au moins leurs études secondaires était 1,4 fois plus élevée que celle calculée pour les personnes ne possédant pas de diplôme d'études secondaires. La cote était significativement plus faible chez les personnes en état d'insécurité alimentaire modérée que chez celles en état de sécurité alimentaire. Les personnes ne souffrant pas de problèmes de santé chroniques étaient significativement moins susceptibles de prendre des suppléments que celles présentant de tels problèmes. Aucune différence significative de consommation de suppléments entre les résidents des régions rurales et urbaines ne se dégage de l'analyse.

Calcium

Le calcium peut servir d'exemple pour illustrer l'effet de la prise de suppléments. L'apport suffisant (AS), c'est-à-dire l'apport considéré comme assurant un statut nutritionnel adéquat, est de 1 000 milligrammes de calcium par jour pour les personnes de 19 à 50 ans et de 1 200 milligrammes par jour pour celles de 51 ans et plus[23].

Indépendamment de la prise de suppléments, les personnes de tous les groupes d'âge retiraient à peu près la même quantité de calcium de leurs aliments (données non présentées), et la majorité d'entre elles n'obtenaient pas l'apport quotidien suffisant. Le pourcentage de personnes tirant un apport suffisant des aliments seulement était le plus élevé (légèrement supérieur à 50 %) chez les hommes de 19 à 30 ans et le plus faible (moins de 10 %), chez les

Figure 3
Pourcentage tirant un apport suffisant de calcium des aliments, ainsi que des aliments et de suppléments, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 19 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

femmes de plus de 50 ans (figure 3). Chez tous les groupes d'âge, des pourcentages plus élevés d'hommes que de femmes obtenaient un apport suffisant de leur alimentation uniquement.

La prise de suppléments de calcium faisait augmenter les pourcentages d'hommes et de femmes de tous âges obtenant l'apport suffisant, mais l'effet était particulièrement prononcé chez les femmes plus âgées. Chez celles de 51 à 70 ans, le calcium provenant des suppléments faisait passer de 8 % à 35 % le pourcentage de celles dont l'apport était égal ou supérieur à l'apport suffisant, et chez celles de plus de 70 ans, il le faisait passer de 5 % à 29 %. En fait, à tous ces âges, un pourcentage plus élevé de femmes que d'hommes obtenaient l'apport suffisant de calcium, différence entièrement attribuable à la consommation de suppléments.

Discussion

L'hypothèse inverse concernant la prise de suppléments[9], selon laquelle les personnes courant le risque d'un apport nutritionnel inadéquat ou ayant besoin de plus de nutriments à cause d'un risque de maladie ne sont pas celles qui prennent des suppléments de vitamines et de minéraux, est corroborée par les données de l'ESCC sur lesquelles porte la présente étude. En plus de l'âge et du sexe, le revenu du ménage, le niveau de scolarité, la situation de sécurité alimentaire et l'existence d'un ou de plusieurs problèmes de santé chroniques présentent une association significative avec la consommation de suppléments.

Les profils de consommation de suppléments décrits ici pour les Canadiens ressemblent à ceux observés pour les Américains d'après des données provenant de la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) de 1999-2000[24]. Dans les deux pays, une plus forte proportion de femmes que d'hommes prennent des suppléments, la consommation de suppléments augmente avec l'âge, et un niveau élevé de scolarité est associée positivement à la consommation de suppléments[7,8,14,17].

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- La qualité du régime alimentaire est liée au statut socioéconomique, une alimentation de plus grande qualité ayant tendance à être associée à une plus grande aisance.
- Les suppléments de vitamines et de minéraux permettent d'accroître l'apport en micronutriments et d'atteindre les niveaux recommandés chez les personnes dont le régime alimentaire est pauvre en nutriments.
- Les données existantes indiquent que la consommation de suppléments est liée au revenu et au niveau de scolarité.

Ce qu'apporte l'étude

- Il s'agit de la première étude qui s'appuie sur des données représentatives de la population nationale pour examiner les déterminants de la consommation de suppléments au Canada.
- Chez tous les groupes d'âge après 14 ans, une proportion plus élevée de femmes que d'hommes prenaient des suppléments.
- La prévalence de la consommation de suppléments était la plus élevée chez les femmes de 50 ans et plus, dont au moins 60 % ont déclaré prendre des suppléments de vitamines et de minéraux le mois qui a précédé l'enquête.
- Un gradient socioéconomique de consommation de suppléments est manifeste pour la plupart des groupes âge-sexe adultes.
- Les résultats étayent ceux d'études sur la consommation de suppléments réalisées aux États-Unis et indiquent qu'il pourrait exister une inégalité en matière de santé en ce qui concerne l'accès à une supplémentation en vitamines et en minéraux.

Les associations avec le revenu du ménage et le niveau de scolarité qui se dégagent de la présente étude et d'une étude antérieure[24], ainsi que la relation supplémentaire avec l'insécurité alimentaire constatée dans la présente étude indiquent que la consommation de suppléments est relativement peu importante chez les personnes dont le SSE est faible. En outre, les entrevues et les groupes de discussion ont révélé que le revenu, le niveau de scolarité, les préférences, les problèmes de santé et l'accessibilité sont des obstacles à la consommation de suppléments[24].

Une étude menée en 2009[22] a montré que l'apport moyen de calcium que les adultes canadiens tirent de leurs aliments uniquement était inférieur au niveau recommandé pour la plupart des groupes âge-sexe sauf les jeunes adultes de sexe masculin, et que les apports étaient systématiquement plus grands chez les hommes que chez les femmes. Selon la présente étude, la prise de suppléments a un effet relativement faible sur la proportion d'hommes dont l'apport de calcium est suffisant, mais elle produit chez les femmes, particulièrement celles d'âge avancé, un accroissement important qui multiplie au moins par quatre la proportion dont l'apport de calcium est suffisant. En fait, en raison de la quantité considérable de calcium que les femmes plus âgées tirent des suppléments, leur apport total excède celui de leurs homologues masculins.

Limites

Une limite de la présente analyse tient au fait que les données sur la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux sont autodéclarées et ont trait au mois qui a précédé l'entrevue de l'ESCC. Par contre, des rappels alimentaires de 24 heures ont été utilisés pour recueillir les données au sujet de la consommation d'aliments et de boissons. Le deuxième rappel, auquel environ 30 % des participants à l'enquête ont répondu, a permis de réduire la variation intra-personne dans une certaine mesure et de mieux estimer la consommation habituelle d'aliments et de boissons. Étant donné que 83 % des participants à l'ESCC ont déclaré avoir pris quotidiennement des suppléments au cours du mois précédent, nous avons supposé que ce chiffre reflétait leur consommation habituelle. Néanmoins, les méthodes différentes de collecte de données sur la consommation d'aliments et de boissons et sur la prise de suppléments, les périodes de référence différentes (jour précédent contre mois précédent) et l'absence de mesures de la variabilité intra-personne pour la consommation de suppléments pourraient avoir une incidence sur l'estimation de l'apport total combiné provenant des aliments et des suppléments. Les résultats inattendus pour certains groupes âge-sexe (p. ex., pourcentage élevé de consommateurs de suppléments chez les hommes de 19 à 30 ans appartenant au groupe inférieur de revenu du ménage) pourraient être dus à une variabilité inter-individus élevée de la consommation de suppléments et, peut-être, à un profil irrégulier de consommation de suppléments pour des raisons cliniques chez certains sous-ensembles de participants à l'enquête.

Conclusion

Les données tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 fournissent des preuves que les indicateurs du statut socioéconomique, tels que le revenu du ménage, le niveau de scolarité et la situation de sécurité alimentaire, sont associés à la consommation de suppléments de vitamines et de minéraux, et que les adultes de faible SSE sont moins susceptibles que les autres de prendre des suppléments. Ce résultat, qui confirme ceux d'études menées aux États-Unis, révèle l'existence éventuelle d'une inégalité en matière de santé liée à une disparité de supplémentation en vitamines et en minéraux. ■

Références

1. S.L. Archer, J. Stamler, A. Moag-Stahlberg *et al.* « Association of dietary supplement use with specific micronutrient intakes among middle-aged American men and women: The INTERMAP Study », *Journal of the American Dietetic Association*, 105, 2005, p. 1106-1114.
2. S.I. Barr, *British Columbia Nutrition Survey: Report on Supplements*, University of British Columbia, 2004, disponible à l'adresse http://www.health.gov.bc.ca/prevent/nutrition/ (consulté le 6 mars 2009).
3. National Institutes of Health State-of-the-Science Panel. National Institutes of Health state-of-the-science conference statement: Multivitamin/mineral supplements and chronic disease prevention. *The American Journal of Clinical Nutrition* 2007; 85: 257S-64S.
4. M. Lemstra, C. Neudorf et J. Opondo, « Health disparity by neighbourhood income », *Canadian Journal of Public Health*, 97, 2006, p. 435-439.
5. S.I. Kirkpatrick et V. Tarasuk, « Food insecurity is associated with nutrient inadequacies among Canadian adults and adolescents », *Journal of Nutrition*, 138(3), 2008, p. 604-612.
6. N. Darmon et A. Drewnowski, « Does social class predict diet quality? », *The American Journal of Clinical Nutrition*, 87(5), 2008, p. 1107-1117.
7. L.S. Balluz, S.M. Kieszak, R.M. Philen et J. Mulinare, « Vitamin and mineral supplement use in the United States », *Archives of Family Medicine*, 9, 2000, p. 258-262.
8. D. Fennell, « Determinants of supplement usage », *Preventive Medicine*, 39, 2004, p. 932-939.
9. M. Lino, J. Dinkins et L. Bente, « Household expenditure on vitamins and minerals by income level », *Family Economics and Nutrition Review*, 12, 1999, p. 39-44.
10. D. Pelletier et A. Kendall, « Supplement use may not be associated with better food intake in all population groups », *Family Economics and Nutrition Review*, 10, 19997, p. 32-45.
11. J. Ma, R.A. Johns et R.S. Stafford, « Americans are not meeting current calcium recommendations », *The American Journal of Clinical Nutrition*, 85, 2007, p. 1361-1366.
12. M.F. Picciano, J.T. Dwyer, K.L. Radimer *et al.* « Dietary supplement use among infants, children, and adolescents in the United States, 1999-2002 », *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 161, 2007, p. 978-985.
13. S.M. Yu, M.D. Kogan et P. Gergen, « Vitamin-mineral supplement use among preschool children in the United States », *Pediatrics*, 100, 1997, p. E4.
14. L.S. Balluz, C.A. Okoro, B.A. Bowman *et al.*, « Vitamin or supplement use among adults, behavioral risk factor surveillance system, 13 States, 2001 », *Public Health Reports*, 120, 2005, p. 117-123.
15. B.J. Lyle, J.A. Mares-Perlman, B.E. Klein *et al.*, « Supplement users differ from nonusers in demographic, lifestyle, dietary and health characteristics », *Journal of Nutrition*, 128, 1998, p. 2355-2362.
16. R. Nayga et D. Reed, « Factors associated with dietary supplements », *Family Economics and Nutrition Review*, 12, 1999, p. 43-49.
17. K. Radimer, B. Bindewald, J. Hughes *et al.*, « Dietary supplement use by US adults: data from the National Health and Nutrition Examination Survey, 1999-2000 », *American Journal of Epidemiology*, 160, 2004, p. 339-349.
18. L. Troppmann, T. Johns et K. Gray-Donald, « Natural health product use in Canada », *Canadian Journal of Public Health*, 93, 2002, p. 426-430.
19. Santé Canada, 2006, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 2.2, Nutrition (2004) : Guide d'accès et d'interprétation des données* (Nº cat. : H164-20/2006F-PDF), disponible à l'adresse http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/surveill/nutrition/commun/cchs_guide_escc-fra.php (consulté le 9 février 2009).
20. A.J. Moshfegh, L. Borrud, B. Perloff *et al.*, « Improved method for the 24-hour dietary recall for use in national surveys », *The FASEB Journal: Official Publication of The Federation of American Societies for Experimental Biology*, 13, 1999, p. A603 (résumé).
21. A.J. Moshfegh, N. Raper, L. Ingwersen *et al.,* « An improved approach to 24-hour dietary recall methodology », *Annals of Nutrition and Metabolism*, 45(suppl), 2001, p. 156 (résumé).
22. H. Vatanparast, J.H. Dolega-Cieszkowski et S. Whiting, « Canadians are not meeting current calcium recommendations from food intake », *Applied Physiology, Nutrition, and Metabolism*, 34, 2009, p. 191-196.
23. Institute of Medicine, *Dietary Reference Intake for Calcium, Phosphorus, Magnesium Vitamin D and Fluoride,* Washington DC, National Academy Press, p.1997.
24. S. Whiting, H. Vatanparast, J. Taylor et J.L. Adolphe, « Barriers to use of vitamin and mineral supplements are similar to those for healthy eating in lower income adults », *Canadian Journal of Dietetic Practice and Research* (sous presse).

Tendances de la dotation des établissements de soins de longue durée en Colombie-Britannique, selon la propriété de l'établissement, 1996 à 2006

par Margaret J. McGregor, Robert B. Tate, Lisa A. Ronald, Kimberlyn M. McGrail, Michelle B. Cox, Whitney Berta et Anne-Marie Broemeling

Résumé

Contexte
Les établissements de soins de longue durée (c.-à-d. de soins infirmiers) en Colombie-Britannique sont constitués d'un mélange d'établissements à but lucratif, d'établissements non gouvernementaux sans but lucratif et d'établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire. La présente étude vise à déterminer dans quelle mesure les niveaux de dotation ont changé selon la catégorie de propriété de l'établissement.

Données et méthodes
À partir des données de l'Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes que mène Statistique Canada, on examine le nombre d'heures de soins par journée-bénéficiaire dans les établissements de soins de longue durée en Colombie-Britannique, selon divers types de soins, pour la période de 1996 à 2006 inclusivement. On a eu recours à la modélisation par régression linéaire à effets aléatoires pour évaluer l'effet de l'année et de la propriété sur le nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire, avec correction pour tenir compte des caractéristiques démographiques des résidents, de la répartition des cas et de la taille de l'établissement.

Résultats
De 1996 à 2006, le nombre total moyen brut d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire a augmenté pour passer de 1,95 à 2,13 heures dans les établissements à but lucratif (p=0,06), de 1,99 à 2,48 heures dans les établissements non gouvernementaux sans but lucratif (p<0,001), et de 2,25 à 3,30 heures dans les établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire (p<0,001). Le taux d'augmentation corrigé du nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire était significativement plus élevé dans les établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire.

Interprétation
Même si le nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire a augmenté dans toutes les catégories de propriété d'établissement, le taux d'augmentation a été plus élevé dans les établissements sans but lucratif exploités par une autorité sanitaire.

Mots-clés
Établissements de soins infirmiers, foyers pour personnes âgées, gériatrie, personne âgée, personne âgée fragile, personnel infirmier, soins gériatriques, soins infirmiers.

Auteurs
Margaret J. McGregor (1-604-827-4129; mrgret@interchange.ubc.ca) et Michelle B. Cox travaillent au Department of Family Practice Research Office de l'Université de la Colombie-Britannique, Vancouver (Colombie-Britannique) V5Z 1L8. Robert B. Tate travaille au Department of Community Health Sciences de l'Université du Manitoba. Lisa A. Ronald travaille au Centre for Clinical Epidemiology and Evaluation du Vancouver Coastal Health Research Institute. Kimberlyn M. McGrail et Anne-Marie Broemeling travaillent au UBC Centre for Health Services and Policy Research. Whitney Berta travaille au Department of Health Policy, Management and Evaluation de l'Université de Toronto.

Les établissements de soins de longue durée (c.-à-d. de soins infirmiers) fournissent un logement, du soutien et des soins directs aux personnes âgées fragiles et en perte d'autonomie. Les soins infirmiers y sont dispensés par des infirmières autorisées (IA), des infirmières auxiliaires autorisées (IAA) et des aides-soignants résidents. Un nombre plus élevé d'heures de soins infirmiers dans leur ensemble[1,2] et d'heures de soins assurés par des IA[3,4] par journée-bénéficiaire est associé à des soins de meilleure qualité. Ainsi, le nombre d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire est considéré comme une mesure raisonnable de la qualité d'un établissement de soins infirmiers[5].

Les soins de longue durée au Canada sont fournis par des établissements à but lucratif (privés) et par des établissements sans but lucratif (non privés) gouvernementaux, ainsi que non gouvernementaux. Il en résulte une diversité de modèles de soins qui permet de comparer les services selon la propriété de l'établissement; ces données sont utiles pour les gouvernements provinciaux qui se heurtent à des coûts croissants en matière de soins de santé et qui doivent relever le défi de fournir le meilleur rapport qualité-prix possible.

Des recherches menées principalement aux États-Unis ont montré que les établissements sans but lucratif sont associés à des niveaux de dotation plus élevés[6,7], à un plus faible roulement du personnel[8], et à de meilleurs résultats pour une vaste gamme de mesures, par rapport aux établissements à but lucratif privés[5-7,9]. Même si les résultats des analyses menées aux États-Unis donnent à penser, des différences dans la composition du marché américain pourraient en limiter la possibilité de généralisabilité au Canada.

Seulement trois études canadiennes ont permis d'examiner quantitativement les associations entre les niveaux de dotation et la propriété de l'établissement[10-12]. Des analyses menées en Ontario et en Colombie-Britannique ont permis de déterminer que les établissements à but lucratif recrutaient moins de personnel infirmier que les établissements sans but lucratif[10,12]. Par contre, une étude menée au Manitoba n'a trouvé aucune différence apparente dans les niveaux de dotation en personnel infirmier des établissements à but lucratif et des établissements sans but lucratif[11].

De nos jours, la population des résidents d'établissements de soins de longue durée a tendance à être plus âgée, plus touchée par l'incapacité et plus près de la fin de la vie qu'il y a dix ans[13-15]. Ce changement de profil se traduit par de nouvelles demandes plus complexes pour le personnel soignant. Toutefois, en dépit de ces changements dans la répartition des cas, les données sur la dotation en personnel des établissements de soins infirmiers n'ont pas été examinées au fil du temps.

La présente analyse utilise les données de l'Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes, qui est menée sur une base annuelle par Statistique Canada, afin d'examiner les changements dans les niveaux de dotation des établissements de soins infirmiers de la Colombie-Britannique au cours de la dernière décennie, selon la propriété de l'établissement.

Données et méthodes

Source des données

Chaque année, depuis 1974, Statistique Canada mène l'Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes (ESBI)[16]. Le questionnaire n'a pas beaucoup changé depuis le lancement de l'enquête et porte sur le type d'établissement et sa taille, les caractéristiques démographiques des résidents, la répartition des cas et la dotation. Des copies du questionnaire sont disponibles dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.gc.ca).

En mars de chaque année, le questionnaire est envoyé par la poste au directeur des soins infirmiers de chaque établissement de soins de longue durée comptant au moins quatre lits, qui est accrédité par le ministère provincial/territorial de la Santé et/ou des Services sociaux, et dont les états financiers ne sont pas intégrés à ceux d'un hôpital de soins actifs. Au cours des quatre mois qui suivent, des rappels sont envoyés par la poste aux non-répondants et, si possible, l'enquête est administrée par téléphone.

Dans la présente analyse, la « population » à l'étude est constituée des établissements de la Colombie-Britannique qui ont indiqué fournir des soins pour bénéficiaires internes, principalement à des personnes « âgées », et qui ont participé à l'ESBI au moins une fois entre le 1er avril 1996 et le 31 mars 2007 (tableau 1). L'analyse a laissé de côté les établissements comptant moins de dix lits ou comptant principalement des résidents ayant besoin de peu d'aide (n=13), les établissements n'ayant déclaré aucun résident pour une année donnée (n=10) et les établissements ayant déclaré des valeurs aberrantes pour le total des heures de soins directs par journée-bénéficiaire pour une année donnée (trois fois plus ou trois fois moins que l'écart-type de la moyenne pour la population à l'étude) (n=132). Si le nombre total d'heures de soins directs par journée-bénéficiaire d'un établissement avait plus que doublé ou diminué de plus de la moitié pendant deux années consécutives, sans changement correspondant de type de propriété, cela a été considéré comme une erreur de déclaration, et la réponse pour l'année d'enquête en question a été exclue (n=66).

La taille de l'établissement a été définie comme le nombre moyen de lits autorisés pour lesquels l'établissement était doté en personnel. Les établissements ont été répartis en deux catégories au chapitre de la propriété : à but lucratif et sans but lucratif. Le groupe des établissements à but lucratif est constitué d'établissements appartenant à un propriétaire et inclut les petites organisations privées et les établissements à succursales multiples. Les établissements sans but lucratif ont été subdivisés en établissements non gouvernementaux (appartenant à des sociétés religieuses ou laïques sans but lucratif et exploités par elles) et établissements appartenant à une région sociosanitaire (appartenant à une structure de régie régionale responsable de l'ensemble des services de santé pour la région géographique définie et/ou exploités par elle). Les établissements sans but lucratif ont été catégorisés de cette façon parce que les recherches ont révélé des taux d'hospitalisation significativement plus faibles pour les problèmes de santé sensibles aux soins ambulatoires dans les établissements appartenant à une région sociosanitaire[17]. Au début de la période à l'étude (1996), très peu d'établissements appartenaient à une région sociosanitaire, mais après la régionalisation des services de santé, à la fin des années 90, leur nombre a augmenté de façon substantielle.

Au cours de la période de 1996 à 2006, les taux de participation à l'ESBI se situaient à 56 % pour les établissements à but lucratif, 77 % pour les établissements non gouvernementaux sans but lucratif, et 66 % pour les établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire. Après l'exclusion de données, on a analysé au total 1 640 réponses, représentant 48 % (577), 72 % (781) et 51 % (282) du total des réponses possibles pour les établissements à but lucratif, les établissements non gouvernementaux sans but lucratif et les établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire, respectivement (tableau 1). Le nombre de fois où les établissements ont participé à l'enquête au cours de la période de 11 ans variait de 1 à 11, et 38 % des établissements ont participé à l'enquête huit fois ou plus.

L'approbation déontologique pour l'étude a été obtenue auprès des comités d'éthique de la recherche des universités et institutions compétentes.

Tableau 1
Base de sondage de l'Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes, selon la propriété, Colombie-Britannique, période de 1996 à 2006

					Sans but lucratif			
	Total		À but lucratif		Non gouvernementaux		Appartenant à une région sociosanitaire	
Établissement de soins de longue durée	Établissements	Réponses	Établissements	Réponses	Établissements	Réponses	Établissements	Réponses
Visés par l'enquête	321	2 827	140	1 197	135	1 078	97	552
Ayant participé à l'enquête au moins une fois	281	1 861	111	667	127	828	86	366
Compris dans la présente étude	270	1 640	103	577	127	781	81	282

Nota : Étant donné que, dans certains cas, le type de propriété d'établissement a changé au cours de la période de 11 ans, il se peut que le nombre d'établissements par type de propriété ne correspond pas au total dans chaque catégorie. Les établissements en milieu hospitalier n'ont pas été inclus dans la base de sondage (n=66 en 1999, chiffre estimé à partir d'une recherche antérieure[18]). Les établissements exclus comprennent : ceux comptant moins de 10 lits (n=13); ceux qui n'ont pas déclaré de résident pour une année donnée (n=10); ceux dont le nombre total d'heures de soins directs par journée-bénéficiaire se situait à +/-3 écarts-types de la moyenne pour la population à l'étude (n=132); ceux dont le nombre total d'heures de soins directs par journée-bénéficiaire a plus que doublé ou diminué de plus de la moitié pendant deux années consécutives, sans changement de type de propriété (n=66).
Source : Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1996 à 2006.

Mesures

Dotation

On a calculé le nombre moyen d'heures rémunérées par journée-bénéficiaire pour chaque catégorie d'employé (IA, IAA et aide-soignant) de chaque établissement en divisant le total du nombre d'heures rémunérées déclaré pour cette catégorie d'employés, le 31 mars de l'année d'enquête, par le nombre de lits déclarés et utilisés pour lesquels l'établissement est doté en personnel, le tout divisé par 365,25 jours. Chaque année, on a calculé les heures moyennes des IA par journée-bénéficiaire, le nombre total d'heures de soins infirmiers (IA, IAA, aide-soignant) par journée-bénéficiaire, le nombre d'heures de soins assurés par des IA en proportion du nombre total d'heures de soins infirmiers, le nombre total d'heures des thérapeutes (ergothérapeutes, physiothérapeutes et ludothérapeutes) et le nombre total d'heures des aides aux activités par journée-bénéficiaire.

Caractéristiques des résidents

Le sexe des résidents des établissements a été défini en fonction du pourcentage d'hommes et leur âge, en fonction du pourcentage ayant 85 ans et plus. Une répartition des cas a été établie selon les pourcentages de résidents recevant des soins de type III au moins (disponibilité de soins infirmiers et de surveillance professionnels 24 heures par jour; traitement médical et/ou soins thérapeutiques requis), regroupés en quatre catégories : 0 %; 1 % à 49 %; 50 % à 99 %; et 100 %. Le taux de mortalité annuel d'un établissement correspondait au nombre total de décès divisé par le nombre total de résidents la même année.

Analyses

On a calculé des données descriptives pour les taux de réponse des établissements, selon la propriété et selon les caractéristiques démographiques et de la répartition des cas, pour chaque année. Des données descriptives pour toutes les mesures de dotation ont été produites par année et stratifiées selon le propriété. Chaque mesure de dotation a été testée pour tenir compte des effets de l'année, afin d'évaluer les tendances linéaires au fil du temps.

Un modèle de régression linéaire à effets aléatoires (PROC GENMOD, SAS v9.1) a servi à examiner l'effet corrigé de l'année et de la propriété sur le nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire. Les modèles de régression ont été corrigés pour tenir compte des caractéristiques démographiques des résidents (pourcentage d'hommes; pourcentage de 85 ans et plus), de la répartition des cas (pourcentage de résidents « de type III » ou plus; taux de mortalité annuel) et de la taille de l'établissement (nombre de lits utilisés pour lesquels l'établissement est doté en personnel). Trois modèles de régression distincts ont été produits : le premier incluait l'année d'enquête, le deuxième incluait l'année d'enquête et la propriété, et le troisième incluait l'année d'enquête, la propriété et l'interaction entre l'année et la propriété.

Afin d'analyser l'effet distinct des deux types de propriété sans but lucratif, les données des modèles corrigés ont trait à 1999 et aux années ultérieures, parce qu'il y avait très peu d'établissements gérés par une région sociosanitaire avant 1999. Pour être inclus dans l'analyse, les établissements devaient avoir participé à l'ESBI au moins deux fois au cours de la période de 1999 à 2006.

Plusieurs tests ont été effectués pour évaluer la robustesse des résultats. Des modèles ont été exécutés en y incorporant les règles d'exclusion des données descriptives et sans le faire. Pour évaluer les répercussions possibles de la fréquence de réponse, le modèle a été exécuté en excluant progressivement les établissements ayant participé à l'enquête moins de trois, quatre et cinq fois pendant la période. Dans tous les cas, la direction et la signification des résultats étaient conformes à celles déclarées dans la présente étude.

Résultats

Répartition des cas

De 1996 à 2006, la population des résidents des établissements de soins infirmiers de la Colombie-Britannique est devenue plus âgée et plus fragile

Tableau 2
Répartition des cas des établissements de soins de longue durée, Colombie-Britannique, 1996 à 2006

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Établissements											
Nombre	165	158	146	153	131	163	159	151	147	133	134
% du total des établissements visés par l'enquête	70,8	68,1	62,4	68,0	58,2	70,9	70,7	64,0	59,3	52,6	59,0
Résidents de 85 ans et plus											
Proportion moyenne	0,50	0,52	0,51	0,54	0,54	0,54	0,54	0,55	0,52	0,54	0,55
Écart-type	0,16	0,14	0,14	0,15	0,15	0,14	0,15	0,16	0,17	0,15	0,15
Résidents de sexe masculin											
Proportion moyenne	0,30	0,29	0,28	0,27	0,28	0,28	0,27	0,28	0,29	0,28	0,29
Écart-type	0,15	0,15	0,14	0,14	0,15	0,14	0,13	0,14	0,13	0,14	0,13
Mortalité											
Taux annuel moyen*	0,11	0,12	0,12	0,13	0,13	0,14	0,14	0,16	0,17	0,17	0,17
Écart-type	0,07	0,06	0,06	0,06	0,07	0,07	0,07	0,08	0,07	0,08	0,09
Établissements dont tous les résidents sont « de type III »† ou plus‡											
Nombre	7	12	15	12	21	16	21	34	47	49	51
%	4,2	7,6	10,3	7,8	16,0	9,8	13,2	22,5	32,0	36,8	38,3

* nombre total de décès divisé par le nombre total de résidents la même année
† client ayant besoin de surveillance et de soins infirmiers professionnels, de traitement médical et/ou de soins thérapeutiques 24 heures par jour
‡ client ayant besoin d'une surveillance professionnelle 24 heures par jour, mais pas des ressources d'un hôpital de soins de courte durée
Source : Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1996 à 2006.

(tableau 2). Le pourcentage de résidents de 85 ans et plus a augmenté pour passer de 50 % à 55 %. Le pourcentage d'établissements dont 100 % des résidents avaient besoin de soins de type III ou plus a augmenté pour passer de 4 % à 38 %. Le taux de mortalité annuel moyen des résidents est passé de 11 % à 17 %.

Niveaux de dotation

Les tendances dans les niveaux de dotation des établissements de soins infirmiers différaient selon la propriété (tableau 3). Dans les établissements à but lucratif, le nombre total moyen brut d'heures de soins infirmiers (IA, IAA et aide-soignant) par journée-bénéficiaire a augmenté, pour passer de 1,95 (ET=0,62) en 1996 à 2,13 (ET=0,84) en 2006 (p=0,06). Dans les établissements non gouvernementaux sans but lucratif, le nombre d'heures par journée-bénéficiaire est passé de 1,99 (ET=0,35) à 2,48 (ET=0,94) (p<0,001) et, dans les établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire, de 2,25 (ET=0,60) à 3,30 (ET=1,51) (p<0,001). Toutefois, dans chaque type d'établissement, le nombre d'heures des IA en proportion du nombre total d'heures de soins infirmiers n'a pas changé de façon appréciable au cours de la période, ce qui fait que les augmentations à l'égard du nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire ont été presque entièrement le résultat de hausses dans le nombre d'heures autres que celles des IA.

Le nombre total d'heures de soins assurés par des thérapeutes/aides aux activités par journée-bénéficiaire a diminué dans les établissements à but lucratif, mais est demeuré stable dans les deux types d'établissements sans but lucratif.

Effet corrigé de l'année et de la propriété

Lorsque l'on corrige pour tenir compte des caractéristiques démographiques des résidents, de la répartition des cas, du taux de mortalité et de la taille de l'établissement, on note un effet positif significatif de l'année sur le nombre total moyen d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire pour la période (tableau 4, modèle 1). Par comparaison avec les établissements à but lucratif, le nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire était significativement plus élevé dans les deux types d'établissements sans but lucratif dans le modèle corrigé (tableau 4, modèle 2). Enfin, le taux d'augmentation au fil du temps du nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire a été significativement plus élevé dans les établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire que dans les établissements à but lucratif (tableau 4, modèle 3).

En 2006, dans les établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire, l'estimation corrigée comportait 61 minutes de plus par journée-bénéficiaire que dans les établissements à but lucratif, et dans les établissements non gouvernementaux sans but lucratif, elle comportait 16 minutes de plus par journée-bénéficiaire (tableau 5).

Discussion

À partir des données de l'Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes que mène Statistique Canada, la présente étude a permis de déterminer les tendances dans les niveaux de dotation des établissements de soins infirmiers en Colombie-Britannique, de 1996

Tableau 3
Certaines mesures des heures de soins infirmiers dans les établissements de soins de longue durée, selon la propriété, Colombie-Britannique, 1996 à 2006

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Coefficient de régression linéaire pour une année d'enquête	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Nombre total d'heures de soins infirmiers† par journée-bénéficiaire														
Établissements à but lucratif														
Nombre moyen	1,95	2,04	2,11	2,13	2,10	2,17	2,17	2,26	2,18	2,33	2,13	0,023	-0,001	0,047
Écart-type	0,62	0,49	0,61	0,54	0,52	0,71	0,63	0,73	0,76	0,76	0,84	...	...	...
Établissements non gouvernementaux sans but lucratif														
Nombre moyen	1,99	2,05	2,18	2,27	2,34	2,36	2,36	2,37	2,37	2,58	2,48	0,051***	0,031	0,071
Écart-type	0,35	0,33	0,54	0,64	0,63	0,61	0,57	0,78	0,66	0,78	0,94	...	...	...
Établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire														
Nombre moyen	2,25	2,25	2,22	2,23	2,12	2,23	2,17	2,72	3,05	2,98	3,30	0,142***	0,092	0,191
Écart-type	0,60	0,89	0,53	0,72	0,54	0,49	0,50	0,80	0,86	0,63	1,51	...	...	...
Nombre d'heures des infirmières autorisées (IA) par journée-bénéficiaire														
Établissements à but lucratif														
Nombre moyen	0,51	0,58	0,58	0,63	0,57	0,59	0,50	0,52	0,46	0,45	0,43	-0,014***	-0,022	-0,007
Écart-type	0,23	0,20	0,24	0,35	0,20	0,42	0,18	0,20	0,20	0,18	0,25	...	...	...
Établissements non gouvernementaux sans but lucratif														
Nombre moyen	0,51	0,54	0,61	0,59	0,62	0,59	0,57	0,59	0,55	0,56	0,52	-0,0004	-0,007	0,006
Écart-type	0,13	0,12	0,32	0,18	0,17	0,17	0,17	0,32	0,20	0,25	0,21	...	...	...
Établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire														
Nombre moyen	0,47	0,47	0,53	0,52	0,56	0,51	0,49	0,49	0,54	0,54	0,56	0,005	-0,008	0,019
Écart-type	0,09	0,13	0,20	0,17	0,21	0,37	0,33	0,26	0,27	0,31	0,36	...	...	...
Nombre d'heures des infirmières autorisées (IA) / nombre total d'heures de soins infirmiers†														
Établissements à but lucratif														
Proportion moyenne	0,27	0,28	0,28	0,30	0,27	0,29	0,24	0,23	0,26	0,24	0,27	-0,004	-0,010	0,002
Écart-type	0,10	0,07	0,12	0,15	0,07	0,18	0,07	0,08	0,22	0,19	0,28	...	...	...
Établissements non gouvernementaux sans but lucratif														
Proportion moyenne	0,26	0,27	0,29	0,27	0,28	0,26	0,26	0,25	0,25	0,24	0,28	-0,002	-0,007	0,003
Écart-type	0,09	0,05	0,14	0,07	0,07	0,07	0,11	0,12	0,15	0,16	0,26	...	...	...
Établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire														
Proportion moyenne	0,22	0,22	0,28	0,25	0,28	0,23	0,23	0,20	0,21	0,19	0,28	-0,004	-0,012	0,005
Écart-type	0,07	0,08	0,23	0,11	0,14	0,18	0,16	0,12	0,16	0,11	0,31	...	...	...
Nombre total d'heures de thérapie‡ et d'aide aux activités par journée-bénéficiaire														
Établissements à but lucratif														
Nombre moyen	0,15	0,14	0,14	0,14	0,14	0,12	0,11	0,12	0,10	0,11	0,12	-0,004**	-0,007	-0,001
Écart-type	0,13	0,05	0,07	0,06	0,05	0,06	0,05	0,06	0,06	0,07	0,07	...	...	...
Établissements non gouvernementaux sans but lucratif														
Nombre moyen	0,19	0,17	0,19	0,18	0,19	0,18	0,17	0,17	0,20	0,18	0,18	-0,001	-0,005	0,004
Écart-type	0,15	0,08	0,19	0,08	0,08	0,08	0,09	0,08	0,25	0,09	0,10	...	...	...
Établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire														
Nombre moyen	0,20	0,10	0,15	0,27	0,31	0,22	0,21	0,23	0,22	0,20	0,22	-0,001	-0,014	0,012
Écart-type	0,14	0,08	0,09	0,38	0,43	0,08	0,11	0,09	0,14	0,14	0,13	...	...	...

** p<0,01, ***p<0,001
† infirmières autorisées, infirmières auxiliaires autorisées, aides-soignants
‡ ergothérapie, physiothérapie et ludothérapie
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1996 à 2006.

Tableau 4
Modèles de régression linéaire pour l'effet corrigé de l'année, de la propriété de l'établissement et de la propriété pour l'année x sur le nombre total moyen d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire dans les établissements de soins de longue durée†, Colombie-Britannique, 1999 à 2006

	Modèle 1‡			Modèle 2‡			Modèle 3‡		
	Coefficient de régression§	Intervalle de confiance à 95 %		Coefficient de régression§	Intervalle de confiance à 95 %		Coefficient de régression§	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à
Année	0,039**	0,012	0,066	0,037**	0,010	0,064	0,004	-0,034	0,042
Propriété (référence=à but lucratif)									
Établissements non gouvernementaux sans but lucratif	...	...	...	0,249**	0,064	0,434	0,184	-0,168	0,536
Établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire	...	...	...	0,472***	0,279	0,666	-0,677*	-1,232	-0,123
Interaction (propriété l'année x)									
Établissements non gouvernementaux sans but lucratif l'année x	...	...	...	...	...	...	0,008	-0,039	0,054
Établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire l'année x	...	...	...	...	...	...	0,153***	0,076	0,230

* p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001
† N=233 établissements (1 073 participants à l'enquête)
‡ corrigé en fonction des valeurs moyennes du pourcentage de résidents de sexe masculin, du pourcentage de résidents de 85 ans et plus, du pourcentage de résidents recevant des soins de type III ou plus, du taux annuel de mortalité et de la taille de l'établissement
§ excluant 30 établissements qui n'ont participé qu'une fois à l'enquête au cours de la période de 1999 à 2006
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1996 à 2006.

à 2006. Les estimations du nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire sont similaires aux niveaux déclarés pour l'Ontario[10], mais de beaucoup inférieurs à ceux qui se dégagent d'une étude transversale réalisée en Colombie-Britannique[12]. Cela peut dépendre des sources de données utilisées : les estimations pour l'Ontario étaient fondées sur la même source que l'étude actuelle (l'ESBI), tandis que dans le cas de la Colombie-Britannique, on a utilisé des données soumises à la Commission des relations de travail *(Labour Relations Board)* de la province par les représentants syndicaux et les employeurs en cause dans un différend contractuel.

La présente analyse montre que, depuis 1996, le nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire a augmenté pour les trois catégories de propriété d'établissement, mais en ce qui concerne les heures attribuables aux IA (le personnel le mieux formé), les hausses ont été négligeables. Il convient particulièrement de souligner que le nombre d'heures de soins assurés par les IA en Colombie-Britannique n'a pas augmenté au cours d'une période où la complexité clinique des cas, elle, a augmenté, alors qu'il existe un lien probable entre les niveaux de dotation en IA et la qualité des soins[3,4,17].

Conformément aux recherches antérieures[6,7,9,10,12], le nombre total corrigé d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire en Colombie-Britannique était significativement plus faible dans les établissements à but lucratif que dans ceux des deux catégories de propriété d'établissement sans but lucratif. Cela peut tenir au mandat de l'établissement. Le salaire des employés étant l'un des postes de dépenses les plus importants, le fait de réduire leur nombre d'heures de travail constitue un moyen de réduire les coûts et d'augmenter les bénéfices[19,20]. Par ailleurs, la Colombie-Britannique ne dispose d'aucun règlement officiel pour ce qui est des niveaux minimums de dotation; ainsi, les établissements ont une certaine latitude pour décider des niveaux appropriés, ce qui fait en sorte qu'une telle différence persiste.

Tableau 5
Différence estimée dans le nombre total moyen de minutes de soins infirmiers par journée-bénéficiaire dans les établissements de soins de longue durée†, selon la propriété de l'établissement et l'année, Colombie-Britannique, 1999 à 2006

Propriété	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
	(minutes par journée-bénéficiaire)							
Établissements non gouvernementaux sans but lucratif	12,6	13,2	13,8	14,4	15,0	15,0	15,6	16,2
Établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire	- 3,6	5,4	14,4	24,0	33,0	42,0	51,0	60,6

† N=233 établissements (1 073 participants à l'enquête)
Notes : Modèles de régression linéaire à effets aléatoires corrigés en fonction des valeurs moyennes du pourcentage de résidents de sexe masculin, du pourcentage de résidents de 85 ans et plus, du pourcentage de résidents recevant des soins de type III ou plus, du taux de mortalité et de la taille de l'établissement. La catégorie de référence est constituée des établissements à but lucratif. Les modèles excluent 30 établissements qui ont participé à l'enquête une fois seulement au cours de la période de 1999 à 2006.
Source : Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1996 à 2006.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Des études américaines ont déterminé que les établissements de soins infirmiers sans but lucratif sont associés à des niveaux de dotation plus élevés, à un roulement plus faible du personnel et à de meilleurs résultats pour une gamme de mesures, par rapport aux établissements à but lucratif.
- Des différences dans la composition du marché peuvent limiter la possibilité de généralisabilité des résultats américains au Canada.
- Seulement trois études canadiennes ont examiné de façon quantitative les associations entre les niveaux de dotation des établissements de soins de longue durée et la propriété de l'établissement, et les résultats ne sont pas uniformes.
- De nos jours, la population des résidents d'établissements de soins de longue durée a tendance à être plus âgée, plus touchée par l'incapacité et plus près de la fin de la vie qu'il y a dix ans, mais les données sur la dotation en personnel des établissements de soins infirmiers n'ont pas été examinées au fil du temps.

Ce qu'apporte l'étude

- Le nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire a augmenté au cours de la dernière décennie pour toutes les catégories de propriété d'établissement en Colombie-Britannique.
- Le taux d'augmentation dans les établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire a été significativement plus élevé que dans les établissements à but lucratif.
- Le nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire a aussi été beaucoup plus faible dans les établissements à but lucratif que dans les établissements sans but lucratif.

Les recherches antérieures menées en Colombie-Britannique[18] ont montré des taux d'admission à l'hôpital plus faibles pour un certain nombre de diagnostics correspondant à des affections sensibles aux soins ambulatoires dans le cas d'établissements appartenant à une région sociosanitaire, par rapport aux établissements à but lucratif et aux établissements non gouvernementaux sans but lucratif. Le nombre total beaucoup plus élevé d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire dans les établissements appartenant à une région sociosanitaire dans la présente étude laisse supposer que de tels résultats sont peut-être en partie attribuables aux niveaux de dotation.

Le nombre total élevé d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire dans les établissements sans but lucratif appartenant à une région sociosanitaire est conforme aux résultats obtenus en Ontario[10], mais pas au Manitoba, où les niveaux de dotation sont uniformes pour toutes les catégories de propriété d'établissement[11].

Même si la différence dans le nombre d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire dans les établissements à but lucratif et les établissements non gouvernementaux sans but lucratif est statistiquement significative, l'ampleur de la différence est faible et sa signification clinique, contestable. Néanmoins, compte tenu des recherches antérieures qui ont démontré qu'une séance de toilette prend environ huit minutes[21], des hausses même faibles de la durée des soins infirmiers peuvent faire augmenter de façon significative la qualité de vie des résidents.

Peu importe la propriété de l'établissement, le nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire dans la présente étude (de 2,13 à 3,30 heures) était inférieur aux recommandations actuelles[2,22]. Aux États-Unis, les Centers for Medicare and Medicaid ont déterminé que 4,1 heures par journée-bénéficiaire (soit 2,8 heures de soins non accrédités et 1,3 heure de soins accrédités combinées) représentaient le seuil en deçà duquel des résultats moins bons, comme une perte de poids et des plaies de pression, étaient plus susceptibles de se produire[2].

Limites

La présente étude comporte un certain nombre de limites. Même si le taux initial de participation à l'enquête était relativement bon, les valeurs aberrantes et le manque d'uniformité dans les réponses au fil du temps ont suscité des préoccupations. Par conséquent, les données en question ont été exclues de l'analyse. Les modèles de régression ont été exécutés, avec et sans ces exclusions, et la signification et la direction des estimations de l'effet sont demeurées inchangées. Toutefois, il demeure possible que certains biais aient été introduits par les règles de décision.

Une deuxième limite a trait à l'inclusion possible dans l'ensemble de données d'un petit nombre d'établissements à but lucratif financés par les utilisateurs. Toutefois, ce sous-groupe représente moins de 5 % des établissements de la Colombie-Britannique et est peu susceptible d'avoir influencé les résultats globaux.

Une troisième limite a trait à l'ajustement de la répartition des cas, qui a été effectué au niveau de l'établissement, et non pas au niveau du résident. Par conséquent, il n'a pas été possible de déterminer si les différences dans la dotation étaient attribuables à des différences dans la répartition sous-jacente des cas non saisis dans les données au niveau de l'établissement.

Il existe une autre limite ayant trait au fait que les résultats sont présentés en heures de dotation par journée-bénéficiaire, alors que ce sont les heures de dotation par journée-lit qui ont été mesurées, selon l'hypothèse que les établissements fonctionnaient à 100 % de leur capacité et que les résidents étaient toujours sur place (comparativement à un hôpital, par exemple). La première hypothèse est raisonnable, compte tenu des longues listes d'attente pour être admis dans les établissements de soins de longue durée dans la plupart des

régions sociosanitaires. Toutefois, si les taux d'occupation différaient entre les établissements selon la propriété, le nombre d'heures de dotation par journée-bénéficiaire peut avoir semblé faussement plus faible ou plus élevé qu'il ne l'était réellement.

Enfin, les niveaux de dotation ne représentent qu'une mesure de la qualité. D'autres mesures liées au personnel, comme le taux de roulement[23], et les pratiques de gestion[24], comportent une corrélation élevée avec la qualité des soins.

Conclusion

Même si le nombre total d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire a augmenté pour toutes les catégories de propriété d'établissement en Colombie-Britannique au fil du temps, le pourcentage d'heures attribuables aux IA n'a pas connu de hausse substantielle. De même, le taux d'augmentation du nombre d'heures de soins infirmiers par journée-bénéficiaire varie considérablement selon la propriété. Les hausses en matière de dotation depuis 1996 ont été beaucoup plus marquées dans les établissements sans but lucratif exploités par une autorité sanitaire régionale que dans les établissements à but lucratif et les établissements non gouvernementaux sans but lucratif. ■

Remerciements

Ce projet a été appuyé par une subvention d'un projet pilote de l'Institut du vieillissement des Instituts de recherche en santé du Canada pour l'exercice 2006-2007. Margaret J. McGregor est titulaire d'une bourse de clinicienne chercheure dans la collectivité de la Vancouver Foundation et reçoit aussi une aide financière du Centre for Health Services and Policy Research et du Department of Family Practice, Division of Geriatrics, de l'Université de la Colombie-Britannique.

Nous souhaitons remercier les personnes suivantes : Batoul Shariati, qui a contribué aux premières étapes de l'analyse des données; Richard Trudeau, Lee Grenon et Cheryl Fu, de Statistique Canada, qui ont aidé au traitement des données de Statistique Canada; Shannon Berg, directrice, Community Care Network Integration, Vancouver Coastal Health et Ron Van Halen, directeur, Financial Planning, Vancouver Community, Vancouver Coastal Health, qui ont aidé à interpréter certaines des données « aberrantes »; Christine Lusk, directrice des soins, Royal Arch Masonic Lodge, qui a aussi aidé à interpréter certaines des données « aberrantes » et a fourni de la rétroaction à l'égard d'une ébauche antérieure du manuscrit; Marcy Cohen, directrice de recherche, Hospital Employees Union, qui a aidé à l'interprétation des données et a fourni de la rétroaction au sujet d'une ébauche antérieure du manuscrit; et Janice Murphy, qui a aidé à accéder à des ouvrages publiés pertinents.

Références

1. B.M. Bates-Jensen, J.F. Schnelle, C.A. Alessi *et al.*, « The effects of staffing on in-bed times of nursing home residents », *Journal of the American Geriatric Society*, 52(6), 2004, p. 931-938.
2. Centers for Medicare and Medicaid Services, *Report to Congress: Appropriateness of Minimum Nurse Staffing Ratios in Nursing Homes: Phase II, Final Report,* Report No. 2 of 3, Dec. 2001.
3. C. Harrington, D. Zimmerman, S.L. Karon et al., « Nursing home staffing and its relationship to deficiencies », The Journals of Gerontology. Series B, Psychological Sciences and Social Sciences, 55(5), 2000, p. S278-S287.
4. D.J. Munroe, « The influence of registered nurse staffing on the quality of nursing home care », *Research in Nursing and Health*, 13(4), 1990, p. 263-270.
5. M.P. Hillmer, W.P. Wodchis, S.S. Gill *et al.*, « Nursing home profit status and quality of care: is there any evidence of an association? », *Medical Care Research and Review*, 62(2), 2005, p.139-166.
6. C. Harrington, S. Woolhandler, J. Mullan *et al.*, « Does investor ownership of nursing homes compromise the quality of care? », *American Journal of Public Health*, 91(9), 2001, p. 1452-1455.
7. V.R. Comondore, P.J. Devereaux, Q. Zhou *et al.*, « Quality of care in for-profit and not-for-profit nursing homes: systematic review and meta-analysis », *British Medical Journal*, 339, 2009, p. b2732.
8. J. Banaszak-Holl et M.A. Hines, « Factors associated with nursing home staff turnover », *Gerontologist*, 36(4), 1996, p. 512-517.
9. W.E. Aaronson, J.S. Zinn et M.D. Rosko, « Do for-profit and not-for-profit nursing homes behave differently? », *Gerontologist*, 34(6), 1994, p. 775-786.
10. W. Berta, A. Laporte et V. Valdmanis, « Observations on institutional long-term care in Ontario: 1996-2002 », *Canadian Journal on Aging*, 24(1), 2005, p. 71-84.
11. M. Doupe, M. Brownell, A. Kozyrskyj *et al.*, *Using Administrative Data to Develop Indicators of Quality Care in Personal Care Homes,* Winnipeg, Manitoba Centre for Health Policy, October 2006.
12. M.J. McGregor, M. Cohen, K. McGrail *et al.*, « Staffing levels in not-for-profit and for-profit long-term care facilities: does type of ownership matter? », *Canadian Medical Association Journal*, 172(5), 2005, p. 645-649.
13. Association canadienne des soins de santé, *New Directions for Facility-Based Long Term Care=Nouvelle direction pour les soins de longue durée en établissement,* Ottawa, Association canadienne des soins de santé, 2009.
14. N. Frohlich, C. De Coster et N. Dik, *Estimating Personal Care Home Bed Requirements*, Winnipeg, Manitoba Centre for Health Policy, déc. 2002.
15. V. Menec, L. MacWilliam, R.A. Soodeen et L. Mitchell, *Manitoba Seniors: Living Longer; Living Healthier?* Winnipeg, Manitoba Centre for Health Policy, sept. 2002.
16. Statistique Canada, *Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes – 2001-2002, Guide : Directives et définitions,* Ottawa, Statistique Canada, 2001.
17. R.A. Anderson, P.C. Hsieh et H.F. Su, « Resource allocation and resident outcomes in nursing homes: comparisons between the best and worst », *Research in Nursing and Health*, 21(4), 1998, p. 297-313.
18. M.J. McGregor, R. Tate, K. McGrail *et al.*, « Care outcomes in long-term care facilities in British Columbia, Canada. Does ownership matter? », *Medical Care*, 44(10), 2006, p. 929-935.
19. K.M. McGrail, M.J. McGregor, M. Cohen *et al.*, « For-profit versus not-for-profit delivery of long-term care », *Canadian Medical Association Journal*, 176(1), 2007, p. 57-58.
20. C. O'Neill, C. Harrington, M. Kitchener et D. Saliba, « Quality of care in nursing homes: an analysis of relationships among profit, quality, and ownership », *Medical Care*, 41(12), 2003, p. 1318-1330.
21. J.F. Schnelle, V.A. Sowell, B. Traughber et T. Hu, « A behavioral analysis of the labor cost of managing continence and incontinence in nursing home patients », *Journal of Organizational Behavior Management,* 9(2), 1988, p. 137-153.
22. C. Harrington, C. Kovner, M. Mezey *et al.*, « Experts recommend minimum nurse staffing standards for nursing facilities in the United States », *Gerontologist*, 40(1), 2000, p. 5-16.
23. N.G. Castle et J. Engberg, « Staff turnover and quality of care in nursing homes », *Medical Care*, 43(6), 2005, p. 616-626.
24. T.T. Barry, D. Brannon et V. Mor, « Nurse aide empowerment strategies and staff stability: effects on nursing home resident outcomes », *Gerontologist*, 45(3), 2005, p. 309-317.



PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES
DISPONIBLES À

www.statcan.gc.ca

L'asthme et le rendement scolaire

par Dafna E. Kohen

Résumé

Contexte
L'effet de l'asthme sur le rendement scolaire, surtout par rapport à celui d'autres problèmes de santé chroniques, a été assez peu étudié, et les résultats des analyses ne sont pas concluants. Le présent article examine les associations entre l'asthme et le rendement scolaire.

Données et méthodes
Les données proviennent de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1998-1999. L'étude porte sur un échantillon de 8 914 enfants de 7 à 15 ans. Des analyses descriptives et par régression ont servi à examiner les associations entre la gravité de l'asthme et les notes aux épreuves normalisées de mathématiques et de lecture, ainsi que l'évaluation maternelle du rendement scolaire. L'absence scolaire et l'utilisation de services éducatifs ont été prises en considération en tant que médiateurs possibles. Des comparaisons ont été faites avec les enfants ayant d'autres problèmes de santé chroniques ou n'en ayant pas.

Résultats
Par rapport aux enfants sans problème de santé chronique, les enfants asthmatiques réussissaient moins bien aux épreuves normalisées de mathématiques et de lecture et ils obtenaient une évaluation maternelle moins favorable de leur rendement scolaire. Les plus gravement asthmatiques obtenaient les moins bons résultats. Ces associations persistaient même s'il était tenu compte de l'effet de facteurs propres à l'enfant et à la famille. Les moins bons résultats scolaires n'avaient pas pour médiateur l'absence scolaire. Cependant, l'utilisation de services éducatifs semble être un médiateur des faibles notes de mathématiques chez les enfants gravement asthmatiques.

Interprétation
La relation entre l'asthme et le rendement scolaire des enfants pourrait intéresser les médecins et les éducateurs. Des services de soutien éducatif et d'enseignement correctif pourraient être bénéfiques.

Mots-clés
Accomplissement, gravité de l'asthme, maladie chronique, rendement en lecture, rendement en mathématiques.

Auteure
Dafna E. Kohen (613-951-3346; Dafna.Kohen@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé à Statistique Canada.

La prévalence de l'asthme est en hausse chez les enfants et les jeunes canadiens[1]. Par rapport aux autres enfants, les asthmatiques se portent moins bien, sont limités dans leurs activités quotidiennes, consultent davantage des professionnels de la santé et se retrouvent plus souvent hospitalisés[2,3]. Ils sont aussi plus nombreux à manquer l'école[3-10]. Des études ont même établi que l'asthme est la première cause d'absentéisme scolaire[11,12].

L'absentéisme marqué chez les enfants asthmatiques a été bien documenté[5-10], mais les associations entre la gravité de l'asthme et l'absence demeurent moins évidentes. Selon certaines études, la gravité de l'asthme est liée aux absences scolaires[5,13], alors que d'autres indiquent qu'elle ne l'est pas[14-16].

Même si les absences fréquentes pourraient signifier que les enfants asthmatiques réussissent moins bien à l'école que les autres[9,10], il reste que l'effet de l'asthme sur le rendement scolaire a été assez peu exploré et que les résultats des études ne sont pas concluants[10]. Chez un échantillon représentatif des élèves américains de la première à la douzième année, Fowler et coll.[17] ont constaté que la probabilité d'échouer une année était plus grande pour les enfants asthmatiques que pour ceux en santé. D'autres études suggèrent des associations entre l'asthme et les difficultés en lecture[18], le redoublement d'une année[19], les difficultés d'apprentissage[17] et les problèmes de comportement[20-22].

Par ailleurs, une étude de cohorte représentative de la population réalisée par Silverstein et coll.[8] n'a révélé aucune différence de rendement scolaire entre les enfants asthmatiques et les autres. Plusieurs études[4,14,23] ont abouti à des constatations similaires.

Les divergences des résultats pourraient s'expliquer du fait que l'asthme et le rendement scolaire sont définis différemment d'une fois à l'autre, que l'analyse fait intervenir ou non la gravité de l'asthme et qu'elle comporte ou non un groupe témoin ainsi que des mesures du rendement scolaire normalisées plutôt que fournies par la personne qui s'occupe de l'enfant.

La présente étude porte sur un échantillon transversal d'enfants d'âge scolaire qui ont participé au troisième cycle (1998-1999) de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants

et les jeunes (ELNEJ) réalisée par Statistique Canada. Y sont examinées les associations entre la gravité de l'asthme et les mesures du rendement scolaire normalisées, ainsi que déclarées par le parent.

Méthodes

Source des données et échantillon

Depuis 1994-1995, l'ELNEJ recueille des renseignements sur le développement des enfants canadiens et les facteurs associés à leur bien-être[24]. La présente étude fournit des estimations transversales fondées sur le troisième cycle de l'ELNEJ, au cours duquel des données ont été obtenues auprès d'un échantillon de 38 035 enfants de 0 à 15 ans durant l'automne 1998 et le printemps 1999. Le choix du troisième cycle est dû au fait qu'il comprend des mesures du rendement scolaire normalisées ainsi que déclarées par les parents qui ont été supprimées aux cycles ultérieurs de l'enquête.

La présente étude porte sur un échantillon de 8 914 enfants de 7 à 15 ans (à partir de la deuxième année primaire) pour lesquels on disposait de données complètes sur les mesures d'intérêt. Toutes les analyses sont pondérées au moyen de poids de population normalisés. Des techniques *bootstrap* sont utilisées dans les analyses par régression afin de tenir compte du plan de sondage complexe dans les estimations des erreurs-types[25].

Mesures

Bien que nous ne disposions pas de données cliniques et que l'on n'ait pas posé de questions précises sur la gravité de l'asthme, certaines données recueillies par l'ELNEJ, c'est-à-dire une respiration bruyante ou sifflante au cours de la dernière année et l'utilisation régulière d'inhalateurs, peuvent servir d'approximation de la gravité de l'asthme[26]. Trois niveaux de gravité sont définis : faible, modéré et grave (tableau A en annexe).

Les réponses aux questions sur les caractéristiques sociodémographiques, la santé de l'enfant, les absences scolaires et l'utilisation de services éducatifs ont été fournies par la personne la mieux informée au sujet de l'enfant (la mère biologique dans 92 % des cas) durant des interviews sur place assistées par ordinateur.

Les notes de mathématiques et de lecture sont fondées sur des épreuves normalisées administrées en classe avec le consentement parental; ces notes n'étaient disponibles que pour un sous-ensemble des enfants[24].

Analyses

Des analyses descriptives ont été effectuées selon la gravité de l'asthme pour trois mesures du rendement scolaire, à savoir les notes aux épreuves normalisées de mathématiques et de lecture, ainsi que l'évaluation maternelle du rendement scolaire de l'enfant. Les enfants asthmatiques ont été comparés aux enfants n'ayant pas de problème de santé chronique et à ceux ayant un problème chronique autre que l'asthme.

La classification de la gravité de l'asthme fondée sur les données de l'enquête a été « validée » par régression logistique. Les associations entre la gravité de l'asthme et la santé de l'enfant (excellente/très bonne par opposition à bonne/passable/mauvaise), ainsi que les limitations d'activités (oui/non) déclarées par la mère ont été comparées aux résultats obtenus pour les enfants sans problème de santé chronique. Ces analyses ont révélé des associations entre la gravité de l'asthme et d'autres évaluations de la santé de l'enfant, ce qui valide en quelque sorte la classification de la gravité de l'asthme. Les associations entre la gravité de l'asthme et l'absentéisme scolaire ainsi que l'utilisation de services éducatifs ont également été examinées.

Des régressions logistiques ont ensuite été effectuées pour évaluer les associations entre la gravité de l'asthme et les notes aux épreuves normalisées de mathématiques et de lecture, ainsi que l'évaluation maternelle du rendement scolaire, en introduisant des variables de contrôle pour l'âge et le sexe de l'enfant, l'âge de la mère, le chef de famille de sexe féminin, le niveau de scolarité de la mère et le revenu du ménage[2,27,28]. Dans les modèles de régression finaux, les absences scolaires et l'utilisation de services éducatifs ont été examinées en tant que facteurs médiateurs de la relation entre la gravité de l'asthme et les résultats scolaires.

Les tailles d'échantillon pour les modèles de régression logistique examinant les associations entre la gravité de l'asthme et les *notes de mathématiques* étaient de 4 742 (variables sociodémographiques seulement), 4 616 (ajout des absences scolaires) et 4 739 (ajout de l'utilisation de services éducatifs). Les tailles d'échantillon correspondantes pour le modèle examinant les *notes de lecture* étaient de 4 744, 4 418 et 4 615, et pour le modèle examinant le *rendement scolaire évalué par la mère*, de 8 723, 8 380 et 8 377.

Résultats

L'échantillon

Les caractéristiques des enfants variaient selon qu'ils avaient reçu un disgnostic d'asthme ou d'autres problèmes de santé chroniques. Des proportions significativement élevées d'enfants asthmatiques ou ayant un problème chronique autre que l'asthme étaient de sexe masculin, vivaient dans un ménage dont la mère était le chef, se portaient mal, avaient manqué au moins sept jours d'école et avaient reçu des services éducatifs (tableau 1). Les enfants sans problème de santé chronique étaient un peu plus jeunes que ceux ayant un problème autre que l'asthme, mais leur âge ne différait pas significativement de celui des enfants asthmatiques. Les enfants gravement asthmatiques avaient tendance à avoir une mère plus jeune que les autres enfants.

État de santé et limitations des activités

Comme il fallait s'y attendre, la cote exprimant le risque d'une évaluation de la santé moins favorable était

Tableau 1
Caractéristiques de l'échantillon, population à domicile de 7 à 15 ans pour laquelle existent des données complètes sur les mesures du rendement scolaire, Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1998-1999

Caractéristique	Total	Aucun problème de santé chronique	Asthme			Pas d'asthme, mais autre problème de santé chronique	Comparaison statistique
			Faible	Modéré	Grave		
Nombre total	**8 914**	**5 626**	**513**	**438**	**482**	**1 855**	
Enfant							
Âge moyen† (écart-type)	10,8 (2,6)	10,7 (2,7)‡	11,0 (2,6)	10,8 (2,6)	10,8 (2,5)	11,1 (2,6)§	F = 7,80*
Sexe féminin (%)	49,6	52,4	43,1	41,8	42,3	47,1	χ^2= 176,18*
Famille							
Âge moyen de la mère† (écart-type)	38,5 (5,53)	38,5 (5,5)‡	38,3 (5,3)‡	38,6 (5,3)	38,0 (5,4)§	38,9 (5,7)‡	F = 5,74*
Chef de famille féminin (%)	15,3	14,6	16,8	17,0	17,4	16,2	χ^2= 38,84*
Niveau de scolarité de la mère							
Pas de diplôme d'études secondaires (%)	13,1	13,4	13,1	11,4	11,8	13,0	χ^2=100,68*
Diplôme d'études secondaires (%)	19,9	21,1	17,4	17,1	17,4	18,3	
Études postsecondaires partielles (%)	28,4	27,7	29,8	29,5	32,0	28,8	
Diplôme d'études postsecondaires (%)	38,6	37,8	39,8	42,0	32,8	39,9	
Mère sans emploi au moment de l'enquête (%)	6,6	6,6	7,5	8,1	4,6	6,4	χ^2=5,25
Mère sans emploi l'année précédente (%)	18,7	18,8	20,1	17,9	19,9	18,0	χ^2=7,57
Adéquation du revenu	3,66 (0,96)	3,66 (0,96)	3,65 (0,96)	3,68 (0,94)	3,59 (0,98)	3,67 (0,94)	F=0,58
Santé de l'enfant							
État de santé							
Excellent (%)	53,4	62,5	44,3	32,0	13,7	43,8	χ^2=1543,27*
Très bon (%)	33,0	29,8	41,9	46,0	42,1	35,0	
Bon/passable/mauvais (%)	13,6	7,8	13,8	22,2	44,2	21,1	
Problème de santé chronique (%)	29,7	0,0	39,6	58,2	69,7	100,0	
Rendement scolaire							
Jours d'absence (%)							
0	39,0	41,8	37,6	30,6	28,0	35,4	χ^2=268,94*
1 à 3	46,0	44,9	47,6	53,9	50,6	45,7	
4 à 6	9,6	9,0	9,2	10,3	12,2	10,8	
7 ou plus	5,5	4,3	5,7	5,3	9,1	8,1	
Utilisation de services éducatifs (%)	6,6	2,6	6,3	9,1	11,2	17,0	χ^2=1164,24*

* $p < 0,05$; les catégories significativement différentes pour les variables continues ont des symboles en exposant différents.
† variable continue
Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1998-1999.

significativement plus élevée pour les enfants asthmatiques, même après avoir neutralisé d'autres facteurs susceptibles d'être associés à l'état de santé (tableau 2). En outre, un gradient était manifeste, la cote exprimant le risque d'être en mauvaise santé augmentant avec la gravité de l'asthme. Ainsi, la cote exprimant le risque d'être en mauvaise santé était deux fois plus élevée pour les enfants les moins gravement asthmatiques que pour ceux sans problème de santé chronique, tandis qu'elle était près de dix fois plus élevée pour les enfants les plus gravement asthmatiques. La cote exprimant le risque d'être en mauvaise santé était en outre significativement élevée chez les enfants ayant un problème chronique autre que l'asthme.

De même, les enfants asthmatiques étaient plus susceptibles de présenter des limitations d'activités, et la cote exprimant le risque de limitations d'activités augmentait avec la gravité de l'asthme. La cote exprimant le risque de limitations d'activités était environ trois fois et demie plus élevée pour les enfants les moins gravement asthmatiques que pour ceux sans problème de santé chronique, tandis que pour les enfants les plus gravement asthmatiques, la cote était plus de 22 fois plus élevée. Les enfants ayant un problème chronique autre que l'asthme étaient également plus susceptibles de présenter des limitations d'activités.

Ces associations entre la gravité de l'asthme, le mauvais état de santé et les limitations d'activités ne sont pas étonnantes, mais les gradients observés corroborent la classification de la gravité de l'asthme utilisée dans la présente analyse.

Notes de mathématiques et de lecture / évaluations maternelles

L'analyse a révélé que les notes aux épreuves normalisées de mathématiques et de lecture ainsi que l'évaluation maternelle du rendement scolaire de l'enfant étaient liées à la structure familiale, au niveau de scolarité et à la situation d'emploi de la mère, ainsi qu'au revenu du ménage (tableaux 3 à

Tableau 2
Rapports de cotes reliant certaines caractéristiques au mauvais état de santé, aux limitations d'activités, à l'absence scolaire et à l'utilisation de services éducatifs, population à domicile de 7 à 15 ans, Canada, 1998-1999

	Mauvais état de santé (n=8 723)			Limitations d'activités (n=8 722)			Absence scolaire de plus d'une semaine§ (n=8 380)			Utilisation de services éducatifs (n=8 377)		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristique	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à
Enfant												
Âge (variable continue)	1,02	1,00	1,04	1,05*	1,02	1,08	1,15*	1,12	1,19	1,00	1,00	1,02
Sexe féminin†	1,32*	1,20	1,45	1,32*	1,15	1,52	1,26*	1,09	1,46	0,72*	0,63	0,82
Famille												
Mère plus âgée†	1,03*	1,02	1,03	1,00	0,99	1,01	0,99	0,98	1,01	0,98*	0,97	1,00
Chef de famille féminin†	0,88	0,77	1,00	0,95	0,78	1,16	1,40*	1,15	1,71	1,77*	1,50	2,09
Niveau de scolarité de la mère élevé†	0,84*	0,80	0,88	0,87*	0,81	0,97	0,81*	0,76	0,88	0,85*	0,79	0,90
Mère sans emploi au moment de l'enquête†	1,08	0,88	1,34	1,11	0,82	1,52	1,06	0,76	1,49	0,96	0,72	1,29
Mère sans emploi l'année précédente†	1,22*	1,08	1,37	1,02	0,84	1,23	1,31*	1,08	1,59	1,28*	1,08	1,51
Adéquation du revenu plus grande†	0,73*	0,69	0,78	0,95	0,87	1,03	0,88*	0,80	0,96	0,92	0,85	1,00
Problème de santé chronique												
Aucun‡	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…
Asthme												
Faible	1,98*	1,64	2,39	3,49*	2,56	4,75	2,03*	1,55	2,67	2,64*	2,00	3,49
Modéré	3,42*	2,85	4,11	6,61*	4,97	8,78	1,59*	1,14	2,21	4,08*	3,13	5,32
Grave	9,46*	8,06	11,10	21,55*	17,22	26,97	3,53*	2,74	4,55	5,38*	4,21	6,88
Autre	2,92*	2,61	3,26	8,81*	7,32	10,60	2,05*	1,72	2,43	8,85*	7,58	10,34

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
† La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique.
‡ catégorie de référence
§ date de l'interview incluse comme variable de contrôle
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : Tous les modèles contiennent une variable de contrôle pour la province de résidence. Les données ayant été arrondies, un rapport de cotes dont la limite de confiance supérieure est égale à 1,00 est significatif.
Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1998-1999.

5, colonne 1). Mais même lorsqu'est intervenue l'influence de ces facteurs, des différences dans les notes normalisées et l'évaluation maternelle se sont dégagées selon la gravité de l'asthme.

La cote exprimant le risque d'avoir une faible note de mathématiques était significativement plus élevée pour les enfants atteints d'asthme modéré ou grave que pour ceux sans problème de santé chronique. La cote exprimant le risque d'une faible note de lecture n'était significativement élevée que pour les enfants dont l'asthme était modéré. En outre, la cote exprimant le risque que la mère juge mauvais le rendement scolaire de son enfant était élevée pour les enfants dont les symptômes d'asthme étaient faibles ou graves, tandis que la différence n'était pas statistiquement significative pour le groupe dont l'asthme était modéré.

Les enfants ayant des problèmes chroniques autres que l'asthme étaient également plus susceptibles d'obtenir des notes faibles en mathématiques et en lecture et une mauvaise évaluation maternelle de leur rendement scolaire que ceux sans problème de santé chronique.

Absence scolaire et utilisation de services éducatifs

Les enfants asthmatiques étaient significativement plus susceptibles que ceux sans problème de santé chronique d'avoir manqué l'école et d'avoir utilisé des services éducatifs (tableau 2). Il en était de même des enfants ayant des problèmes chroniques autres que l'asthme.

Des modèles additionnels ont été spécifiés pour examiner les effets de ces médiateurs possibles – absence scolaire et utilisation de services éducatifs – sur les associations entre les trois mesures de rendement scolaire et l'asthme, ainsi que d'autres problèmes de santé chroniques.

L'absence scolaire était associée linéairement à de faibles notes aux épreuves normalisées de *mathématiques*. Autrement dit, la cote exprimant le risque d'obtenir de faibles notes était environ deux fois et demie plus élevée chez les enfants qui s'étaient absentés le plus grand nombre de jours (une semaine ou plus) que chez ceux qui ne s'étaient pas absentés (tableau 3, colonne 2). Cependant, l'ajout d'une variable de contrôle pour l'absence scolaire n'a pas réduit appréciablement la cote exprimant le risque d'obtenir de faibles notes en mathématiques chez les enfants asthmatiques ou ayant un problème chronique autre que l'asthme.

Les enfants qui avaient utilisé des services éducatifs étaient nettement plus

Tableau 3
Rapports de cotes corrigés reliant certaines caractéristiques aux faibles notes aux épreuves normalisées de mathématiques, population à domicile de 7 à 15 ans, Canada, 1998-1999

	Corrigés pour les caractéristiques sociodémographiques et les problèmes de santé chroniques (n=4 742)			Corrigés pour les caractéristiques sociodémographiques, les absences scolaires et les problèmes de santé chroniques (n=4 616)			Corrigés pour les caractéristiques sociodémographiques, l'utilisation de services éducatifs et les problèmes de santé chroniques (n=4 739)		
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristique		de	à		de	à		de	à
Enfant									
Âge (variable continue)	1,01	0,98	1,05	1,01	0,97	1,05	1,01	0,99	1,02
Sexe féminin†	1,06	0,90	1,26	1,02	0,86	1,21	1,02	0,99	1,06
Famille									
Mère plus âgée†	0,98*	0,97	1,00	0,98*	0,96	1,00	0,98	0,97	1,00
Chef de famille féminin†	1,91*	1,53	2,37	1,91*	1,52	2,40	1,84*	1,46	2,32
Niveau de scolarité de la mère élevé†	0,81*	0,75	0,88	0,81*	0,79	0,98	0,82*	0,75	0,90
Mère sans emploi au moment de l'enquête†	0,74	0,49	1,12	0,72	0,47	1,11	0,71	0,46	1,09
Mère sans emploi l'année précédente†	1,53*	1,24	1,88	1,59*	1,28	1,97	1,63*	1,31	2,04
Adéquation du revenu plus grande†	0,86*	0,80	0,96	0,88*	0,79	0,98	0,92	0,82	1,02
Jours d'absence									
0‡	…	…	…	1,00	…	…	…	…	…
1 à 3	…	…	…	1,57*	1,28	1,93	…	…	…
4 à 6	…	…	…	2,05*	1,52	2,75	…	…	…
7 et plus	…	…	…	2,41*	1,71	3,41	…	…	…
Utilisation de services éducatifs†	…	…	…	…	…	…	4,79*	3,72	6,17
Problème de santé chronique									
Aucun‡	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…
Asthme									
Faible	1,39	1,00	1,92	1,36	0,98	1,90	1,24	0,89	1,74
Modéré	1,90*	1,34	2,68	1,84*	1,30	2,62	1,61*	1,13	2,30
Grave	1,62*	1,17	2,25	1,59*	1,14	2,22	1,41	1,00	1,98
Autre	1,75*	1,43	2,14	1,72*	1,40	2,11	1,37*	1,10	1,70

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
† La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique.
‡ catégorie de référence
§ date de l'interview incluse comme variable de contrôle
… n'ayant pas lieu de figurer
Nota : Tous les modèles contiennent une variable de contrôle pour la province de résidence. Les données ayant été arrondies, un rapport de cotes dont la limite de confiance supérieure est égale à 1,00 est significatif.
Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1998-1999.

susceptibles que ceux qui ne l'avaient pas fait d'obtenir de faibles notes de mathématiques (tableau 3, colonne 3). L'ajout d'une variable de contrôle pour l'utilisation des services éducatifs a réduit la force de l'association entre l'asthme modéré et de faibles notes en mathématiques et a rendu l'association non significative chez les enfants gravement asthmatiques.

Contrairement aux résultats observés pour les mathématiques, l'absence scolaire n'était pas liée à de faibles notes aux épreuves normalisées de *lecture* (tableau 4, colonne 2). En outre, l'ajout de l'absence scolaire dans le modèle a effectivement renforcé l'association entre l'asthme modéré ou grave et l'obtention de faibles notes en lecture, ce qui laisse croire à l'existence d'un effet suppresseur ou d'une corrélation entre l'absence scolaire et une variable qui n'a pas été examinée dans la présente analyse.

Par contre, l'utilisation de services éducatifs était associée à de faibles notes en lecture (tableau 4, colonne 3). L'ajout d'une variable de contrôle pour l'utilisation de services éducatifs a réduit la cote exprimant le risque que les enfants modérément asthmatiques aient de faibles notes de lecture et a rendu l'association non significative chez ceux gravement asthmatiques.

L'absence scolaire n'était corrélée à une mauvaise *évaluation maternelle* du rendement scolaire que chez les enfants ayant manqué le plus petit nombre de jours (pas plus de trois) (tableau 5,

Tableau 4
Rapports de cotes corrigés reliant certaines caractéristiques aux faibles notes aux épreuves normalisées de lecture, population à domicile de 7 à 15 ans, Canada, 1998-1999

	Corrigés pour les caractéristiques sociodémographiques et les problèmes de santé chroniques (n=4 744)			Corrigés pour les caractéristiques sociodémographiques, les absences scolaires et les problèmes de santé chroniques (n=4 618)			Corrigés pour les caractéristiques sociodémographiques, l'utilisation de services éducatifs et les problèmes de santé chroniques (n=4 615)		
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristique		de	à		de	à		de	à
Enfant									
Âge (variable continue)	1,07*	1,04	1,11	1,07*	1,04	1,11	1,08*	1,04	1,11
Sexe féminin†	0,90	0,78	1,04	0,91	0,78	1,06	0,95	0,81	1,10
Famille									
Mère plus âgée†	0,99	0,97	1,00	0,99	0,97	1,00	0,99	0,97	1,00
Chef de famille féminin†	1,27*	1,05	1,55	1,34*	1,09	1,64	1,26*	1,03	1,55
Niveau de scolarité de la mère élevé†	0,78*	0,72	0,84	0,76*	0,71	0,82	0,77*	0,71	0,83
Mère sans emploi au moment de l'enquête†	0,76	0,54	1,08	0,78	0,55	1,10	0,75	0,53	1,06
Mère sans emploi l'année précédente†	1,04	0,86	1,26	1,09	0,89	1,32	1,05	0,86	1,27
Adéquation du revenu plus grande†	0,71*	0,65	0,77	0,71*	0,64	0,77	0,71*	0,65	0,78
Jours d'absence									
0‡	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1 à 3	...	...	...	0,97	0,82	1,14	...	...	...
4 à 6	...	...	...	1,14	0,88	1,49	...	...	...
7 et plus	...	...	...	0,90	0,63	1,28	...	...	...
Utilisation de services éducatifs†	...	...	...	...	...	...	2,76*	2,16	3,52
Problème de santé chronique									
Aucun‡	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…
Asthme									
Faible	0,82	0,59	1,15	0,86	0,62	1,20	0,78	0,56	1,09
Modéré	1,73*	1,28	2,32	1,83*	1,36	2,46	1,59*	1,17	2,15
Grave	1,23	0,91	1,67	1,36*	1,00	1,86	1,17	0,85	1,60
Autre	1,52*	1,27	1,81	1,57*	1,31	1,88	1,35*	1,12	1,62

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
† La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique.
‡ catégorie de référence
§ date de l'interview incluse comme variable de contrôle
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : Tous les modèles contiennent une variable de contrôle pour la province de résidence.
Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1998-1999.

colonne 2). En outre, l'ajout d'une variable de contrôle pour le nombre de jours d'absence n'a presque pas influé sur la relation entre l'asthme et la déclaration d'un mauvais rendement scolaire par la mère.

Par ailleurs, l'utilisation de services éducatifs était associée à une mauvaise évaluation maternelle (tableau 5, colonne 3). Et lorsqu'il était tenu compte de l'effet de l'utilisation des services éducatifs, la force de l'association entre l'asthme et une mauvaise évaluation maternelle diminuait.

Discussion

Les estimations de la prévalence de l'asthme et de la gravité de l'asthme présentées ici diffèrent de celles calculées d'après d'autres sources contemporaines. Selon l'ELNEJ de 1998-1999, 16 % des enfants d'âge scolaire avaient reçu un diagnostic d'asthme, proportion bien supérieure à l'estimation de 12 % fondée sur l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997[29]. Toutefois, le chiffre fondé sur l'ENSP englobe les enfants de moins de quatre ans et la faible prévalence de l'asthme (8 %) à ces âges pourrait réduire le taux global de prévalence.

Dans la présente étude, environ le tiers des enfants asthmatiques ont été classés dans la catégorie d'asthme le plus grave, alors que dans Bussing et coll.[20], la proportion était à peine supérieure à 18 %. Mais Bussing et ses collègues ont examiné la gravité chez les enfants qui faisaient de l'asthme seulement, tandis que dans la présente étude, les enfants asthmatiques pourraient aussi avoir d'autres problèmes de santé chroniques.

Tableau 5
Rapports de cotes corrigés reliant certaines caractéristiques à la mauvaise évaluation du rendement scolaire par la mère, population à domicile de 7 à 15 ans, Canada, 1998-1999

	Corrigés pour les caractéristiques sociodémographiques et les problèmes de santé chroniques (n=4 742)			Corrigés pour les caractéristiques sociodémographiques, les absences scolaires et les problèmes de santé chroniques (n=4 616)			Corrigés pour les caractéristiques sociodémographiques, l'utilisation de services éducatifs et les problèmes de santé chroniques (n=4 739)		
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristique		de	à		de	à		de	à
Enfant									
Âge (variable continue)	0,60*	0,59	0,62	0,60*	0,59	0,61	0,60*	0,58	0,61
Sexe féminin†	0,71*	0,66	0,77	0,71*	0,65	0,77	0,73*	0,67	0,80
Famille									
Mère plus âgée†	0,99	0,99	1,00	0,99*	0,98	1,00	0,99*	0,98	1,00
Chef de famille féminin†	1,28*	1,13	1,44	1,31*	1,16	1,48	1,24*	1,09	1,40
Niveau de scolarité de la mère élevé†	0,82*	0,78	0,85	0,82*	0,78	0,85	0,82*	0,79	0,86
Mère sans emploi au moment de l'enquête†	0,98	0,82	1,62	0,99	0,83	1,18	0,98	0,82	1,18
Mère sans emploi l'année précédente†	1,01	0,91	1,13	1,05	0,94	1,18	1,03	0,92	1,15
Adéquation du revenu plus grande†	0,92*	0,88	0,97*	0,93*	0,88	0,98	0,94*	0,89	0,99
Jours d'absence									
0‡	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1 à 3	...	...	...	1,15*	1,05	1,26	...	...	...
4 à 6	...	...	...	1,11	0,95	1,29	...	...	...
7 et plus	...	...	...	1,12	0,90	1,38	...	...	...
Utilisation de services éducatifs†	...	...	...	...	...	...	3,12*	2,72	3,70
Problème de santé chronique									
Aucun‡	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…
Asthme									
Faible	1,60*	1,35	1,88	1,63*	1,38	1,93	1,59*	1,34	1,88
Modéré	1,16	0,96	1,40	1,15	0,95	1,39	1,09	0,90	1,32
Grave	1,57*	1,32	1,88	1,55*	1,29	1,89	1,41*	1,17	1,69
Autre	1,55*	1,40	1,72	1,56*	1,40	1,73	1,27*	1,13	1,41

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
† La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique.
‡ catégorie de référence
§ date de l'interview incluse comme variable de contrôle
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : Tous les modèles contiennent une variable de contrôle pour la province de résidence. Les données ayant été arrondies, un rapport de cotes dont la limite de confiance supérieure est égale à 1,00 est significatif.
Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1998-1999.

L'association observée dans la présente étude entre la gravité de l'asthme et l'absence scolaire a été constatée dans d'autres études fondées sur des dossiers scolaires administratifs[5-10] et sur des déclarations de la mère[3,4]. Toutefois, dans la littérature, la relation entre l'absence scolaire et le rendement scolaire est moins claire. Les résultats de l'ELNEJ laissent entendre que les associations entre l'asthme et un mauvais rendement scolaire ne sont pas dues aux absences.

Par ailleurs, l'utilisation de services éducatifs semble jouer le rôle de médiateur dans certaines de ces associations, particulièrement dans le cas des enfants gravement asthmatiques. Malheureusement, les données de l'ELNEJ n'ont pas permis de déterminer quel type de services étaient utilisés et en quelle quantité, ni où ils étaient offerts.

Les résultats variables des études pourraient être liés aux mesures particulières du rendement scolaire examinées et au fait de prendre en compte ou non la gravité de l'asthme. Fowler et coll.[17] ont constaté que les difficultés d'apprentissage déclarées par la mère étaient plus nombreuses chez les enfants asthmatiques que chez les enfants en santé, mais selon les dossiers scolaires, les cas d'échec d'une année ou de renvoi temporaire/définitif n'étaient pas plus nombreux. De même, d'autres études n'ont pas révélé de différences entre les enfants asthmatiques et les enfants en santé en ce qui concerne les épreuves normalisées de mathématiques, de lecture et d'évaluation globale[6], alors que si l'on s'en tient aux déclarations maternelles, les résultats des enfants asthmatiques sont moins favorables.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- La prévalence de l'asthme chez les enfants et les jeunes au Canada est en hausse.
- Les enfants asthmatiques manquent plus souvent l'école que les enfants qui ne font pas d'asthme.
- Les absences scolaires fréquentes peuvent affecter l'apprentissage, mais l'effet de l'asthme sur le rendement scolaire demeure relativement inexploré, et les résultats des analyses ne sont pas concluants.

Ce qu'apporte l'étude

- Par rapport aux enfants sans problème de santé chronique, les enfants asthmatiques réussissaient moins bien aux épreuves normalisées de mathématiques et de lecture et ils obtenaient une évaluation maternelle moins favorable de leur rendement scolaire.
- Les plus gravement asthmatiques obtenaient les moins bons résultats.
- Ces associations persistent même s'il était tenu compte de l'effet de facteurs propres à l'enfant et à la famille.
- Les absences scolaires ne sont pas un facteur médiateur des moins bons résultats scolaires, mais l'utilisation de services éducatifs semble jouer un rôle médiateur dans les faibles notes de mathématiques chez les enfants gravement asthmatiques.

Donc, les résultats de l'ELNEJ concordent avec ceux qui se dégagent de la littérature quant au rendement scolaire évalué par la mère, mais non quant aux notes obtenues aux épreuves normalisées de mathématiques et de lecture. Toutefois, contrairement à bien d'autres[8,23,30], la présente étude comprend un groupe témoin d'enfants avec et sans problèmes de santé chroniques et porte sur un grand échantillon représentatif de la population.

Selon les données de l'ELNEJ, la plupart des enfants, même les gravement asthmatiques, ne s'étaient pas absentés de l'école un grand nombre de jours : 96 % des enfants en santé et 91 % des enfants gravement asthmatiques avaient été absents moins de sept jours. En revanche, selon Fowler et coll.[17], à peine 58 % des enfants asthmatiques n'avaient pas été absents de l'école plus de cinq jours, chiffre bien plus faible que celui observé dans la présente étude, même pour les enfants gravement asthmatiques. Même si les modèles utilisés pour analyser les données de l'ELNEJ contenaient une variable de contrôle pour le nombre de jours écoulé depuis le début de l'année scolaire, le fait qu'un grand nombre d'interviews ont été réalisées en début d'année pourrait expliquer le si faible nombre déclaré d'absences scolaires.

En concordance avec d'autres résultats[23], l'absence scolaire était associée indépendamment à de faibles notes aux épreuves normalisées de mathématiques. Toutefois, elle jouait le rôle de médiateur ni dans l'association entre la gravité de l'asthme et les notes de mathématiques et de lecture, ni dans celle entre la gravité de l'asthme et le rendement évalué par la mère. Même si les enfants asthmatiques étaient plus susceptibles de manquer l'école, il est possible qu'ils ou que leurs parents aient pallié les absences, peut-être en obtenant des services supplémentaires à l'école et ailleurs. De futures études pourraient examiner ces possibilités, de même que des facteurs tels que les pratiques parentales et l'offre d'expériences d'apprentissage à domicile.

L'évaluation de moins en moins bonne de l'état de santé de l'enfant à mesure que s'aggrave l'asthme fait penser que dans la présente étude, la conceptualisation de la gravité de l'asthme reflète une construction liée à la santé de l'enfant. Les associations entre la gravité de l'asthme et le rendement scolaire sont moins simples. Les facteurs confusionnels éventuels, tels que le niveau de scolarité de la mère, la structure familiale et le revenu du ménage ont été pris en compte dans les analyses, mais d'autres facteurs liés au rendement scolaire n'ont pas pu être pris en considération, à savoir les niveaux de rendement antérieurs, la motivation, l'intelligence et les problèmes de comportement de l'enfant, les pratiques parentales, les ressources et les milieux d'apprentissage, ainsi que la participation des parents aux activités scolaires[31-34].

Points forts et limites

Même si les données analysées datent de 1998-1999, la source des données est sans aucun doute un point fort de la présente étude. Les données du cycle 3 de l'ELNEJ ont été recueillies auprès d'un grand échantillon représentatif de la population d'enfants ayant divers problèmes de santé, ce qui permet de comparer les enfants asthmatiques aux enfants en santé et aux enfants ayant des problèmes chroniques autres que l'asthme. Les résultats des épreuves normalisées et les mesures déclarées par la mère du rendement scolaire étaient disponibles.

Malgré cela, l'ELNEJ présente un certain nombre de limites. L'enquête n'a pas été conçue pour étudier spécialement les maladies chroniques et leurs associations au rendement scolaire des enfants. Les enfants asthmatiques ont été identifiés selon les déclarations de la mère et non d'après les dossiers médicaux. Bien que l'on ait démontré la validité des déclarations parentales de l'existence de problèmes de santé chroniques chez leurs enfants[35], la prévalence déclarée de l'asthme pourrait être sous-estimée en raison de cas non diagnostiqués.

La capacité de catégoriser des individus ayant des problèmes de santé similaires (asthme de divers degrés de gravité avec et sans autres problèmes de santé chroniques) est limitée. Des lignes directrices existent pour l'application de méthodes plus rigoureuses de classification de la gravité[36], mais elles n'ont pas été suivies dans le cas de l'ELNEJ.

Les trois niveaux de gravité de l'asthme spécifiés dans la présente

étude ne sont pas homogènes et représentent vraisemblablement des différences dans l'asthme autres que la simple gravité. Ainsi, pour être classés gravement asthmatiques, les enfants devaient prendre des médicaments contre l'asthme, mais quand même tousser ou avoir une respiration sifflante. Ce classement n'indique peut-être pas les plus gravement asthmatiques, puisqu'il se pourrait que les enfants ne répondent pas aux médicaments, qu'ils ne reçoivent pas la dose appropriée ou qu'ils n'observent pas l'administration prescrite du médicament. Néanmoins, la concordance des associations avec les évaluations de la santé et les limitations d'activités donne à penser que, dans la présente étude, la conceptualisation de la gravité de l'asthme représente un aspect du mauvais état de santé.

Une proportion élevée d'enfants asthmatiques, surtout les gravement asthmatiques (70 %) présentaient un autre problème de santé chronique. L'échantillon de l'ELNEJ n'est pas assez grand pour permettre une étude approfondie des autres problèmes de santé affectant les enfants asthmatiques, ni celle des enfants asthmatiques selon la gravité de l'asthme.

Un autre facteur à considérer est l'utilisation déclarée de médicaments contre l'asthme. La question de l'ELNEJ portait sur les inhalateurs. Cependant, le traitement de l'asthme comprend des médicaments de soulagement (inhalateurs et pompes) et de contrôle (médicaments administrés par voie buccale quand un enfant devient symptomatique)[3]. Les données de l'ELNEJ ne renseignent pas en détail sur l'utilisation de ces médicaments.

Une autre complication tient à l'effet incertain des médicaments sur le rendement scolaire. Prendre des médicaments peut réduire et contrôler les symptômes et améliorer le rendement scolaire. Par ailleurs, les effets secondaires, tels que la somnolence et la diminution de l'attention, pourraient nuire aux résultats scolaires[9,37]. D'autres études devront être menées pour éclaircir ces associations.

Une dernière limite est le taux élevé de non-réponse aux épreuves normalisées de mathématiques et de lecture[24]. Des données complètes sur ces mesures étaient plus susceptibles d'être disponibles pour les enfants asthmatiques que pour les autres. Des analyses d'érosion de l'échantillon ont été exécutées pour comparer le groupe pour lequel existaient des notes de mathématiques et de lecture à celui pour lequel il n'en existait aucune (tableau B en annexe).

Conclusion

Fondée sur les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes réalisée par Statistique Canada, la présente étude porte sur les associations entre la gravité de l'asthme et trois mesures du rendement scolaire. Par rapport aux enfants sans problème de santé chronique, les asthmatiques avaient tendance à réussir moins bien et les plus gravement asthmatiques récoltaient les moins bons résultats. Ceux-ci obtenaient la plus haute cote exprimant le risque de manquer plus d'une semaine d'école, mais l'absence scolaire n'était pas un facteur médiateur de leur faible note aux épreuves de mathématiques et de lecture et leur mauvaise évaluation maternelle du rendement scolaire. En revanche, l'utilisation de services éducatifs semblait jouer un rôle de médiateur dans les associations.

Le risque accru chez les enfants asthmatiques (et ayant des problèmes chroniques autres que l'asthme) d'obtenir de mauvais résultats scolaires a de l'importance pour les cliniciens, les enseignants et les parents. Les résultats de l'étude donnent à penser qu'une aide supplémentaire, telle que des services éducatifs, est importante en vue d'améliorer le rendement scolaire des enfants asthmatiques. ■

Références

1. R. Garner et D. Kohen, « Changements dans la prévalence de l'asthme chez les enfants au Canada », *Rapports sur la santé*, 19(2), 2008, p. 49-55 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
2. W.J. Millar et G.B. Hill, « L'asthme chez l'enfant », *Rapports sur la santé*, 10(3), 1998, p. 9-22 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
3. P.W. Newacheck et N. Halfon, « Prevalence, impact and trends in childhood disability due to asthma », *Archives of Pediatric and Adolescent Medicine*, 154(3), 2000, p. 287-293.
4. A. Le Louarn et B. Schweitzer, « Relation entre l'asthme ou les signes respiratoires évocateurs d'asthme et les difficultés scolaires chez les enfants d'école maternelle », *Revue d'épidémiologie et de santé publique*, 52(1), 2004, p. 29-38.
5. S.A. Moonie, D.A. Sterling, L. Figgs et M. Castro, « Asthma status and severity affects missed school days », *The Journal of School Health*, 76(1), 2006, p. 18-24.
6. S.A. Moonie, D.A. Sterling, L. Figgs et M. Castro, « The relationship between school absence, academic performance, and asthma status », *The Journal of School Health*, 78(3), 2008, p. 140-148.
7. T. Shohat, Y. Graif, B.Z. Garty *et al.*, « The child with asthma at school: results from a national asthma survey among schoolchildren in Israel », *The Journal of Adolescent Health*, 37(4), 2005, p. 275-280.
8. M.D. Silverstein, J.E. Mair, S.K. Katusic *et al.*, « School attendance and school performance: a population-based study of children with asthma », *The Journal of Pediatrics*, 139, 2001, p. 278-283.
9. R. Sundberg, K. Torén, D. Hoglund *et al.*, « Nasal symptoms are associated with school performance in adolescence », *The Journal of Adolescent Health*, 40, 2007, p. 581-583.
10. H. Taras et W. Potts-Datema, « Childhood asthma and student performance at school », *The Journal of School Health*, 75(8), 2005, p. 296-312.
11. I. Doull, A. Williams, N. Freezer et S. Holgate, « Descriptive study of cough, wheeze and school absence in childhood », *Thorax*, 51(6), 1996, p. 630-631.
12. U. Rana, S. Jurgens, S. Mangione *et al.*, « Asthma prevalence among high absentees of two Philadelphia middle schools », *Chest*, 118(4), 2000, p. 79S.
13. G.S. Parcel, S.C. Gilman, P.R. Nader *et al.*, « A comparison of absentee rates of elementary school children with asthma and nonasthmatic schoolmates », *Pediatrics,* 64, 1979, p. 878-881.
14. B.G. Bender, « Are asthmatic children educationally handicapped? », *School Psychology Quarterly*, 10, 1995, p. 274-291.
15. R.E. Stein et D.J. Jessop, « Relationship between health status and psychological adjustment among children with chronic conditions », *Pediatrics,* 73, 1984, p. 169-174.
16. M. Weitzman, D.K. Walker et S. Gortmaker, « Chronic illness, psychosocial problems, and school absences. Results of a survey of one county », *Clinical Pediatrics*, 25, 1986, p. 137-141.
17. M.G. Fowler, M.G. Davenport et R. Garg, « School functioning of US children with asthma », *Pediatrics*, 90, 1992, p. 939-944.
18. F.E. Tonnessen, T. Holen, I. Lundberg *et al.*, « Immune disorders and dyslexia », *Reading and Writing: An Interdisciplinary Journal*, 6, 1994, p. 151-160.
19. N. Freudenberg, N. Clark, C. Feldman *et al.*, « The impact of bronchial asthma on school attendance and performance », *The Journal of School Health,* 35(11), 1980, p. 522-526.
20. R. Bussing, N. Halfon, B. Benjamin *et al.*, « Prevalence of behavior problems in US children with asthma », *Archives of Pediatric and Adolescent Medicine*, 149, 1995, p. 565-572.
21. T.L. Creer, R.E. Stein, L. Rappaport *et al.*, « Behavioral consequences of illness: Childhood asthma as a model », *Pediatrics*, 90, 1992, p. 808-815.
22. L.E. Mcquaid, S.J. Kopel et J.H. Nassau, « Behavioral adjustment in children with asthma: A meta-analysis », *Developmental and Behavioral Pediatrics*, 22(6), 2001, p. 430-439.
23. L.B. Gutstadt, J.W. Gillette, D.A. Mrazek *et al.*, « Determinants of school performance in children with chronic asthma », *American Journal of Diseases of Children*, 143, 1989, p. 471-475.
24. Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, *Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes – Matériel d'enquête pour la collecte 1998-1999, Cycle 3, Livre 1 – Parent et enfant*, Ottawa, Statistique Canada, 1999.
25. 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.
26. J.M. Perrin, W.E. MacLean et E.C. Perrin, « Parental perceptions of health status and psychologic adjustment of children with asthma », *Pediatrics*, 83(1), 1989, p. 26-30.
27. C.L. Bjornson et I. Mitchell, « Gender differences in asthma in childhood and adolescence », *The Journal of Gender-Specific Medicine*, 3, 2000, p. 57-61.
28. J. Chen et W.J. Millar, « Issue de la grossesse, milieu social et santé de l'enfant », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 59-71 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
29. Santé Canada, *À la hauteur : une mise à jour de la surveillance de la santé des jeunes du Canada,* Ottawa, Ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux Canada, 1999.
30. S. Lindgren, B. Lokshin, A. Stromquist *et al.*, « Does asthma or treatment with theophylline limit children's academic performance? », *The New England Journal of Medicine*, 327, 1992, p. 926-930.
31. B.G. Bender et M.D. Klinnert, « Psychological correlates of asthma severity and treatment outcome in children », dans H. Kotses et A. Harver, éd. *Self-Management of Asthma*, New York, Marcel Dekker Inc., 1998, p. 63-88.
32. G.K. Fritz et M.Z. Wamboldt, « Pediatric asthma - Psychosomatic interactions and symptom perception », dans H. Kotses et A. Harver, éd. *Self-Management of Asthma*, New York, Marcel Dekker Inc., 1998, p. 195-229.
33. L. Solo, « School success begins at home », *Principal*, 77, 1997, p. 29-30.
34. C. Rosenzweig, *A meta-analysis of parenting and school success: The role of parents in promoting students' academic performance*, Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, Seattle, Washington, American Educational Research Association, April 10-14, 2001.
35. C.E. Pless et I.B. Pless, « How well they remember. The accuracy of parent reports », *Archives of Pediatric and Adolescent Medicine*, 149, 1995, p. 553-558.
36. National Heart, Lung, and Blood Institute, National Asthma Education and Prevention Program, *Expert Panel Report 3: Guidelines for the Diagnosis and Management of Asthma,* Bethesda, Maryland, National Institutes of Health, 2007.
37. M.S. Blaiss, « Allergic rhinitis and impairment issues in schoolchildren: a consensus report », *Current Medical Research and Opinion*, 20(12), 2004, p. 1937-1952.

Annexe

Tableau A
Mesures utilisées dans les analyses

Variable	Description
Province de résidence	Ontario comme groupe de comparaison
Caractéristiques de l'enfant	
Âge	Années
Sexe	Féminin
Caractéristiques de la mère	
Âge	Années
Niveau de scolarité	Niveau le plus élevé : pas de diplôme d'études secondaires; diplôme d'études secondaires; études postsecondaires partielles; diplôme d'études postsecondaires.
Occupée au moment de l'enquête	Oui/non
Occupée l'année précédente	Oui/non
Adéquation du revenu	Basée sur le revenu du ménage et la taille du ménage; fourchette de 1 à 5.
Santé de l'enfant	
Asthme	Déclaration par la mère qu'un diagnostic d'asthme a déjà été posé[†].
Gravité de l'asthme	Fondée sur deux questions : l'enfant a eu une respiration bruyante ou sifflante à un moment quelconque au cours des 12 derniers mois; prise de médicaments de prescription de façon régulière (Ventolin, inhalateurs ou aérosol-doseur (" puffer ")) pour l'asthme.
Faible	Asthme diagnostiqué, mais pas de respiration bruyante ou sifflante et pas de prise de médicaments.
Modéré	Asthme diagnostiqué avec déclaration d'une respiration bruyante ou sifflante OU de prise de médicaments.
Grave	Asthme diagnostiqué avec déclaration d'une respiration bruyante ou sifflante ET de prise de médicaments.
Problème de santé chronique	Présence de l'un des problèmes suivants : allergie, bronchite, maladie cardiaque, épilepsie, paralysie cérébrale, problème rénal, handicap mental, difficulté d'apprentissage, problème émotionnel.
Aucun problème de santé chronique	Pas de diagnostic d'asthme ni d'un autre problème de santé chronique.
État de santé	Évaluation par la mère de la santé de l'enfant comme étant excellente/très bonne ou bonne/passable/mauvaise.
Limitations des activités	Affection de longue durée ou problème de santé qui empêche ou limite la participation aux activités scolaires, aux jeux ou aux activités sportives (oui/non).
Rendement scolaire	
Absence scolaire	Déclaration par la mère du nombre de jours d'absence de l'école pour toute raison : 0, 1 à 3, 4 à 6, 7 et plus[†].
Utilisation de services éducatifs	Déclaration par la mère de l'obtention d'une aide spéciale à cause de problèmes physiques, émotionnels, comportementaux ou autres limitant le genre ou la quantité de travail scolaire que peut faire l'enfant (oui/non).
Épreuves normalisées de mathématiques et de lecture	Version abrégée de l'épreuve de calcul mathématique et de l'épreuve de compréhension de la lecture du Canadian Achievement Tests (CAT/2) : bon/faible[§].
Évaluation par la mère du rendement scolaire	Évaluation par la mère des résultats de l'enfant en mathématiques, en lecture, en écriture et globalement; fourchette de 4 à 20; dichotomisée en bon/mauvais.

[†] Comme dans d'autres grandes études, l'énoncé de cette question limite la variabilité, à cause de la saisonnalité de l'âge de l'enfant.
[‡] nombre de jours d'absence depuis le début de l'année scolaire; les analyses contenaient deux variables de contrôle pour le mois et le jour de l'administration du questionnaire
[§] À cause des effets de plafonnement sur les résultats de ces tests, les notes ont été dichotomisées; les notes supérieures à la moyenne sont catégorisées comme étant bonnes et celles inférieures à la moyenne, comme étant faibles.

Tableau B
Rapports de cotes comparant les caractéristiques des répondants ayant des notes de mathématiques et de lecture aux caractéristiques de ceux n'en ayant pas, population à domicile de 7 à 15 ans, Canada, 1998-1999

Caractéristique	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Province			
Ontario†	1,00	…	…
Terre-Neuve	0,68*	0,53	0,88
Île-du-Prince-Édouard	0,47*	0,28	0,78
Nouvelle-Écosse	0,42*	0,34	0,53
Nouveau-Brunswick	0,48*	0,38	0,61
Québec	1,17*	1,07	1,29
Manitoba	0,75*	0,63	0,91
Saskatchewan	0,77*	0,64	0,92
Alberta	0,79*	0,70	0,90
Colombie-Britannique	0,82*	0,73	0,92
Enfant			
Âge (variable continue)	1,03*	1,01	1,05
Sexe féminin‡	0,85*	0,79	0,91
Famille			
Mère plus âgée‡	1,00	0,99	1,00
Chef de famille féminin‡	1,18*	1,06	1,13
Niveau de scolarité de la mère élevé‡	0,98	0,94	1,01
Mère sans emploi au moment de l'enquête‡	0,82*	0,70	0,96
Mère sans emploi l'année précédente‡	0,95	0,86	1,04
Adéquation du revenu plus grande‡	0,95	0,90	0,99
Problème de santé chronique			
Aucun†	1,00	…	…
Asthme			
Faible	0,80*	0,71	0,91
Modéré	0,82*	0,71	0,95
Grave	0,72*	0,62	0,83

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
† catégorie de référence
‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique.
§ date de l'interview incluse comme variable de contrôle
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1998-1999.

Tendances récentes des infections des voies respiratoires supérieures, des infections de l'oreille et de l'asthme chez les jeunes enfants au Canada

par Eleanor M. Thomas

Résumé
Les infections des voies respiratoires supérieures (le nez et la gorge), les infections de l'oreille et l'asthme sont communs chez les jeunes enfants. L'article tire ses données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) pour établir les tendances de la prévalence de ces problèmes de santé chez les jeunes enfants au Canada de 1994-1995 à 2008-2009. L'analyse tient compte du sexe, de l'âge et des différences régionales des cas ainsi que des liens possibles avec l'exposition à la fumée de cigarette. La prévalence des infections des voies respiratoires supérieures chez les enfants de 2 et 3 ans est demeurée constante ou a diminué dans la plupart des régions du Canada entre 1994-1995 et 2008-2009, mais a augmenté de façon significative au Québec. Les taux d'infection de l'oreille ont beaucoup diminué dans toutes les régions. La prévalence de l'asthme chez les enfants de 2 à 7 ans a augmenté de façon constante jusqu'en 2000-2001, pour ensuite diminuer. Un large éventail de facteurs environnementaux, y compris une exposition réduite à la fumée de cigarette, peuvent avoir influé sur ces tendances.

Mots-clés
Bruits respiratoires, maladies de l'oreille, maladies respiratoires, otite moyenne, rhume, usage de tabac passif.

Auteure
Eleanor M. Thomas (1-613-951-3002; Eleanor.Thomas@statcan.gc.ca) travaille à la Division des enquêtes spéciales à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Les infections des voies respiratoires supérieures (le nez et la gorge), l'otite moyenne (infection et inflammation de l'oreille) et l'asthme touchent un grand nombre de jeunes enfants[1-5]. Cet article tire ses données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) pour établir les tendances de la prévalence de ces problèmes de santé chez les jeunes enfants au Canada de 1994-1995 à 2008-2009. Les données sur les infections des voies respiratoires supérieures et les infections de l'oreille sont disponibles pour les 2 et 3 ans, et les données sur l'asthme sont disponibles pour les enfants âgés de 2 à 7 ans. L'analyse tient compte du sexe, de l'âge et des différences régionales des cas. Les liens possibles avec l'exposition à la fumée de cigarette sont également analysés.

Infections des voies respiratoires supérieures

Les infections des voies respiratoires supérieures, y compris le rhume, sont fréquentes chez les enfants, qui souffrent au cours d'une année type de trois à huit infections[6]. En 1994-1995, les parents de 26 % des enfants canadiens âgés de 2 et 3 ans ont déclaré que leur enfant avait des infections des voies respiratoires supérieures « presque tout le temps », « souvent » ou « de temps à autre » (tableau 1). Ce pourcentage est demeuré presque stable au cours des 14 années suivantes : il s'établissait à 23 % en 2008-2009.

En 1994-1995, les garçons étaient plus susceptibles que les filles d'avoir des infections des voies respiratoires supérieures fréquentes : 29 % contre 23 %. Par la suite, aucune différence garçons-filles ne ressort, puisque la

Tableau 1
Prévalence des infections des voies respiratoires supérieures « fréquentes » (presque tout le temps/souvent/de temps à autre), par sexe et région, population à domicile de 2 et 3 ans, Canada, territoires et Nunavut non compris, de 1994-1995 à 2008-2009

	1994-1995	2000-2001	2006-2007	2008-2009	Comparaison entre 1994-1995 et 2008-2009 (valeur p)
		%			
Total	25,8	25,9	24,4	23,5	0,141
Sexe					
Garçons	28,7*	26,7	24,2	23,1	0,010
Filles†	22,7	25,0	24,6	24,0	0,571
Région					
Provinces de l'Atlantique	20,3	18,8*	17,6*	16,8*	0,153
Québec†	28,0	36,8‡	41,1	38,9	0,003
Ontario	26,4	22,1*	19,7*	19,5*	0,013
Provinces des Prairies	24,3	22,4*	17,0*‡	19,3*	0,052
Colombie-Britannique	25,1	27,8*	25,6*	18,4*‡	0,081

† catégorie de référence
* estimation significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
‡ estimation significativement différente de l'estimation du cycle d'enquête précédent (p<0,05)
Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 à 2008-2009.

prévalence des infections fréquentes diminue chez les garçons (mais pas chez les filles).

Au cours de la période de 1994-1995 à 2008-2009, la prévalence des infections des voies respiratoires supérieures fréquentes chez les 2 et 3 ans a été le plus faible dans les provinces de l'Atlantique (Terre-Neuve-et-Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse et Nouveau-Brunswick), et le plus élevée au Québec.

Dans toutes les provinces, sauf au Québec, la prévalence d'infections des voies respiratoires supérieures fréquentes a diminué au cours des 14 années. Le pourcentage a chuté, passant de 26 % à 20 % en Ontario, et de 24 % à 19 % dans les provinces des Prairies (Manitoba, Saskatchewan et Alberta). Les diminutions dans les provinces de l'Atlantique et en Colombie-Britannique ne sont pas statistiquement significatives. En revanche, au Québec, le pourcentage a augmenté, passant de 28 % à 39 %.

Cette augmentation significative de la prévalence des infections des voies respiratoires supérieures fréquentes au Québec pourrait, en partie, refléter les changements en matière de financement des services de garde dans cette province en 1997, suite auxquels il y a eu une augmentation importante du pourcentage d'enfants québécois fréquentant ces services[7]. Les enfants fréquentant les garderies sont exposés à un risque plus élevé d'attraper des rhumes et d'autres infections par rapport aux enfants qui ne fréquentent pas de tels centres[6,8,9].

Otite moyenne

L'otite moyenne (infection ou inflammation de l'oreille moyenne) est également commune dans l'enfance[1,10]. En 1994-1995, 67 % des enfants canadiens âgés de 2 et 3 ans avaient eu au moins une infection de l'oreille depuis la naissance (tableau 2). Le pourcentage d'enfants ayant eu des infections de l'oreille fréquentes (quatre ou plus) s'établissait à 26 %. Toutefois, en 2008-2009, le pourcentage ayant eu au moins une infection avait diminué pour s'établir à 50 %, et le pourcentage ayant eu quatre infections ou plus avait chuté pour s'établir à 13 %.

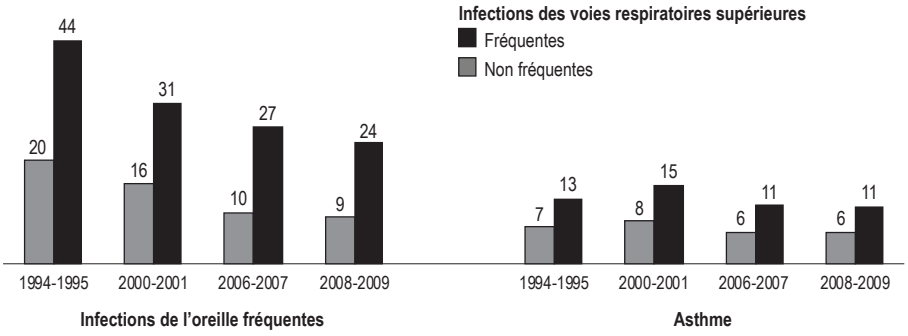
Les garçons étaient plus susceptibles que les filles d'avoir eu au moins une infection de l'oreille (données non présentées) ou d'en avoir eu quatre ou plus (tableau 2). De 1994-1995 à 2008-2009, la prévalence d'au moins une infection de l'oreille a diminué, passant de 70 % à 53 % (p<0,001) chez les garçons, et de 64 % à 47 % (p<0,001) chez les filles. De même, le pourcentage des garçons ayant eu des infections de l'oreille fréquentes a diminué, passant de 30 % à 14 %, tout comme celui des filles, qui est passé de 23 % à 11 %.

Tableau 2
Prévalence des infections de l'oreille, par sexe et région, population à domicile de 2 et 3 ans, Canada, territoires et Nunavut non compris, de 1994-1995 à 2008-2009

	1994-1995	2000-2001	2006-2007	2008-2009	Comparaison entre 1994-1995 et 2008-2009 (valeur p)
			%		
Au moins une infection de l'oreille	66,9	62,6‡	51,5‡	50,2	<0,001
Infections de l'oreille fréquentes	26,3	19,8‡	14,2‡	12,6	<0,001
Sexe					
Garçons	29,9*	21,2‡	16,2*‡	14,2*	<0,001
Filles†	22,5	18,2‡	12,1‡	10,9	<0,001
Région					
Provinces de l'Atlantique	35,2*	22,6*‡	17,3*‡	16,0*	<0,001
Québec	24,4	25,8*	22,0*	18,4*§	0,080
Ontario	25,3	19,7*‡	12,3‡	11,5*	<0,001
Provinces des Prairies	27,4	18,3*‡	11,5‡	10,5	<0,001
Colombie-Britannique†	25,8	9,6‡	9,2E	7,3E	<0,001

† catégorie de référence
* estimation significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
‡ estimation significativement différente de l'estimation du cycle d'enquête précédent (p<0,05)
§ estimation significativement différente de l'estimation pour 2000-2001 (p<0,05)
E à utiliser avec prudence
Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 à 2008-2009.

Figure 1
Prévalence des infections de l'oreille fréquentes et de l'asthme chez les enfants de 2 et 3 ans, par fréquence d'infection des voies respiratoires supérieures, Canada, territoires et Nunavut non compris, de 1994-1995 à 2008-2009



Nota : Les infections des voies respiratoires supérieures « fréquentes » ont eu lieu « presque tout le temps », « souvent » ou « de temps à autre ».
Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 à 2008-2009.

Les taux d'infection de l'oreille pour les provinces de l'Atlantique et le Québec avaient tendance à être élevés, tandis qu'en Colombie-Britannique, ils avaient tendance à être faibles (tableau 2). Dans toutes les régions, sauf au Québec, la prévalence des infections de l'oreille a chuté depuis 1994-1995. Ces variations peuvent être liées aux différences régionales dans les infections des voies respiratoires supérieures, lesquelles augmentent les risques d'infection de l'oreille[3,4].

En fait, des liens significatifs sont ressortis entre les infections des voies respiratoires supérieures et les infections de l'oreille dans chacun des quatre cycles de l'enquête (figure 1). Par exemple, en 1994-1995, 44 % des enfants âgés de 2 et 3 ans ayant des infections des voies

Tableau 3
Prévalence de l'asthme, par sexe et région, population à domicile de 2 à 7 ans, Canada, territoires et Nunavut non compris, de 1994-1995 à 2008-2009

	1994-1995	2000-2001	2006-2007	2008-2009	Comparaison entre 1994-1995 et 2008-2009 (valeur p)
		%			
Total	11,5	13,2‡	11,5‡	9,8‡§	0,008
Sexe					
Garçons	14,2*	16,2*‡	13,5*‡	11,4*‡§	0,006
Filles†	8,7	10,0	9,4	7,9§	0,364
Âge					
2 et 3 ans	8,8*	10,1*	7,6*‡	7,4*§	0,135
4 et 5 ans	11,6*	13,5	12,7	10,1‡§	0,185
6 et 7 ans†	14,2	15,7	14,9	12,4§	0,178
Région					
Provinces de l'Atlantique	14,2*	15,2*	12,5‡	10,8*§	0,004
Québec	11,2	15,5*‡	13,2	10,6§	0,686
Ontario	12,1	13,7*	10,9‡	9,8§	0,052
Provinces des Prairies	10,3	10,9	11,7	9,6‡	0,489
Colombie-Britannique†	10,2	9,2	10,1	7,9	0,174

† catégorie de référence
* estimation significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
‡ estimation significativement différente de l'estimation du cycle d'enquête précédent (p<0,05)
§ estimation significativement différente de l'estimation pour 2000-2001 (p<0,05)
Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 à 2008-2009.

Les données

Les données sont tirées de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), menée tous les deux ans depuis 1994-1995. Le présent article se penche sur les tendances de la prévalence des infections des voies respiratoires supérieures et de l'otite moyenne chez les enfants de 2 et 3 ans et sur celles de la prévalence de l'asthme chez les enfants de 2 à 7 ans, pour la période de 1994-1995 à 2008-2009.

L'information sur laquelle s'appuie l'analyse a été obtenue dans le cadre de l'ELNEJ auprès de la personne la mieux renseignée au sujet de l'enfant, habituellement la mère. La prévalence des états de santé est basée sur les réponses des parents aux questions suivantes :

- *Infections des voies respiratoires supérieures :* À quelle fréquence est-ce que cet enfant souffre d'infections du nez ou de la gorge (presque tout le temps, souvent, de temps à autre, rarement ou jamais)?
- *Otite moyenne :* Depuis la naissance, est-ce qu'il a déjà eu une infection de l'oreille (otite)? Si oui, combien de fois?
- *Asthme et symptômes d'asthme :* Est-ce que cet enfant a déjà souffert d'asthme diagnostiqué par un spécialiste de la santé? Est-ce qu'il a eu une crise d'asthme au cours des 12 derniers mois? Est-ce qu'il a eu une respiration bruyante ou sifflante à un moment quelconque au cours des 12 derniers mois? Est-ce qu'il prend l'un ou l'autre des médicaments de prescription suivants de façon régulière : ventolin, inhalateurs ou aérosols-doseurs (« pompe ») pour l'asthme?

La situation du revenu a été mesurée d'après le ratio du revenu du ménage au seuil de faible revenu propre à la taille du ménage de l'enfant et à sa répartition géographique.

Des poids de sondage transversaux ont servi à l'analyse. Afin de vérifier la signification statistique, la variance et l'erreur-type des estimations ont été calculés à partir de poids *bootstrap* établis par Statistique Canada pour chacun des échantillons transversaux.

respiratoires supérieures fréquentes avaient aussi eu des infections de l'oreille fréquentes depuis la naissance, contre 20 % des enfants ayant rarement ou n'ayant jamais eu une infection des voies respiratoires supérieures (p<0,001). En 2008-2009, la prévalence des infections de l'oreille fréquentes était plus faible dans les deux groupes, mais la différence entre les enfants ayant eu des infections des voies respiratoires supérieures fréquentes et ceux n'en ayant pas eues fréquemment est demeurée significative (24 % contre 9 %) (p<0,001).

Asthme

Au Canada et dans de nombreux autres pays occidentaux, la prévalence de l'asthme chez les enfants a augmenté de façon constante pendant plusieurs décennies pour ensuite se stabiliser, ou même diminuer[11-14]. Faisant écho aux tendances se dégageant d'un rapport antérieur sur les enfants canadiens de 0 à 11 ans[14], la présente étude indique que le pourcentage d'enfants de 2 à 7 ans ayant été diagnostiqués asthmatiques a augmenté de 1994-1995 à 2000-2001, passant de 11 % à 13 %, mais a ensuite diminué, pour s'établir à 10 % en 2008-2009 (tableau 3).

Parce que la prévalence des problèmes de santé au cours de la vie augmente avec l'âge, il n'est pas étonnant qu'à chaque cycle de l'ELNEJ, un plus grand pourcentage d'enfants de 6 et 7 ans que de 2 et 3 ans avaient reçu un diagnostic d'asthme. Par exemple, en 2006-2007, 15 % des enfants de 6 et 7 ans avaient reçu un tel diagnostic, contre 8 % de ceux de 2 et 3 ans. L'augmentation des taux de prévalence jusqu'en 2000-2001 et la diminution qui a suivi s'observent dans tous les groupes d'âge.

Un pourcentage significativement plus élevé de garçons que de filles avait reçu un diagnostic d'asthme à chaque cycle de l'ELNEJ (tableau 3). Chez les deux sexes, la prévalence de l'asthme a suivi la tendance générale, augmentant de 1994-1995 à 2000-2001, pour ensuite diminuer.

Des études antérieures ont révélé des variations régionales dans la prévalence de l'asthme chez les enfants[14,15], la Colombie-Britannique et les provinces des Prairies ayant présenté des taux moins élevés que les autres régions. Toutefois, cette tendance a changé considérablement. Depuis 2000-2001, la prévalence de l'asthme chez les 2 à 7 ans a diminué dans les provinces de l'Atlantique, au Québec et en Ontario, mais est demeurée relativement stable en Colombie-Britannique et dans les provinces des Prairies (tableau 3). Par conséquent, aucune différence régionale significative de la prévalence de l'asthme n'a été observée en 2006-2007 et en 2008-2009.

Au cours de la période de 1994-1995 à 2008-2009, le pourcentage d'enfants asthmatiques ayant fait une *crise* d'asthme au cours des 12 mois précédents a diminué progressivement, passant de 53 % à 36 % (données non présentées).

Comme prévu, le taux de *respiration bruyante ou sifflante* était beaucoup plus élevé chez les enfants qui avaient été diagnostiqués asthmatiques que chez l'ensemble des enfants (données non présentées). Toutefois, bien que la prévalence de tels symptômes auprès de l'ensemble de la population d'enfants de 2 à 7 ans n'ait pas changé au fil du temps (ayant varié de 17 % à 20 %), elle a diminué de façon significative chez les enfants asthmatiques (passant de 70 % à 61 %).

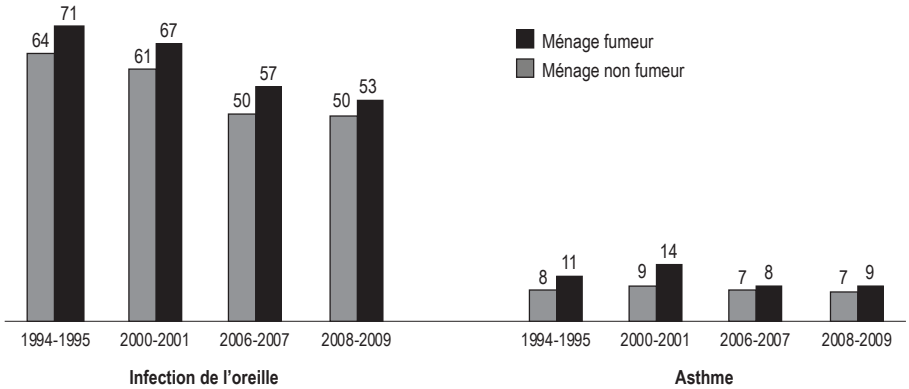
En 1994-1995, environ 50 % des enfants asthmatiques prenaient régulièrement des médicaments contre l'asthme, taux demeuré relativement inchangé au cours des 14 années (données non présentées).

Si les garçons sont plus susceptibles d'être asthmatiques que les filles, la gravité de la maladie ne semble pas varier en fonction du sexe : aucune différence n'est apparue dans les pourcentages d'enfants ayant fait une crise d'asthme ou ayant eu une respiration bruyante ou sifflante au cours de l'année précédente, ou dans le pourcentage d'enfants prenant des médicaments contre l'asthme de façon régulière (données non présentées).

Asthme et infections des voies respiratoires supérieures

Les infections des voies respiratoires supérieures représentent un important inducteur d'asthme[2,5,12]. La présente étude laisse voir des liens importants entre les infections des voies respiratoires supérieures et l'asthme (figure 1). Par exemple, en 1994-1995, 13 % des enfants de 2 et 3 ans ayant des infections des voies respiratoires supérieures fréquentes avaient été diagnostiqués asthmatiques, par rapport à 7 % des enfants ayant rarement ou n'ayant jamais eu ce genre d'infection (p<0,003). En 2008-2009, les chiffres correspondants s'établissaient à 11 % et 6 % (p<0,002).

Figure 2
Prévalence d'au moins une infection de l'oreille et de l'asthme chez les enfants de 2 et 3 ans, par usage du tabac dans le ménage, Canada, territoires et Nunavut non compris, de 1994-1995 à 2008-2009



Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 à 2008-2009.

Facteurs environnementaux

Un certain nombre de facteurs environnementaux peuvent être associés à la diminution récente des taux d'infection de l'oreille et d'asthme chez les enfants : changements dans la structure de la population; changements dans les méthodes diagnostiques; régression de la prévalence des allergies respiratoires[12]; améliorations de la qualité de l'air[16,17]; changements dans les pratiques d'hygiène (en particulier dans les services de garde) et réduction du degré d'exposition des enfants à la fumée de cigarette à la maison[18]. Une étude de la plupart de ces facteurs est au-delà de la portée du présent article, mais le rôle possible de l'exposition à la fumée de cigarette peut être pris en considération.

L'Enquête de surveillance de l'usage du tabac au Canada (ESUTC) a révélé une diminution soutenue du taux d'usage quotidien du tabac dans la population de 15 ans et plus ces dernières années, celui-ci étant passé de 19 % en 2000 à 13 % en 2008[19], ainsi qu'une baisse concomittante de la proportion d'enfants de 0 à 11 ans qui sont exposés à la fumée de cigarette de façon régulière à la maison (de 24 % à 6 %)[20]. Les données de l'ELNEJ montrent, elles aussi, une proportion à la baisse d'enfants de 2 et 3 ans habitant un ménage où au moins un parent fume tous les jours : de 39 % en 1994-1995, celle-ci est passée à 20 % en 2008-2009. Ces tendances portent à croire qu'une exposition réduite à la fumée de cigarette est peut-être dans une certaine mesure à l'origine de la baisse du taux de prévalence des infections de l'oreille et de l'asthme chez les jeunes enfants.

Un lien de cause à effet a été établi entre l'exposition à la fumée de cigarette et les infections de l'oreille[18,21]. Selon les résultats de l'ELNEJ, les enfants vivant dans les ménages où au moins un des deux parents fume tous les jours étaient plus susceptibles que ceux vivant dans un ménage non fumeur d'avoir eu au moins une infection de l'oreille depuis la naissance (figure 2). Toutefois, depuis le début des années 1990, le pourcentage d'enfants qui ont eu une infection de l'oreille a diminué régulièrement dans les ménages fumeurs et dans les ménages non fumeurs, et l'écart entre les taux de prévalence observés pour les uns et les autres s'est rétréci. En 1994-1995, 71 % des enfants dans les ménages comptant un parent fumeur avaient eu au moins une infection de l'oreille, contre 64 % dans les ménages non fumeurs (p=0,012); en 2008-2009, les chiffres correspondants étaient de 53 % et 50 %, pour une différence statistiquement non significative. Ces tendances concordent avec l'hypothèse selon laquelle une exposition réduite à la fumée de cigarette a été en partie à l'origine de la régression des taux d'infection de l'oreille. Or, étant donné la diminution de la prévalence de ces infections chez les enfants dans les deux groupes de ménages, on peut penser que d'autres facteurs entrent en jeu. L'absence d'un écart entre les taux de prévalence des infections de l'oreille observés chez les enfants dans les ménages fumeurs et dans les ménages non fumeurs pourrait indiquer que les taux d'usage de la cigarette chez les adultes ont diminué à un point tel que l'exposition à la fumée de tabac ne représente plus une cause notable de ces infections chez les jeunes enfants.

La littérature médicale a également montré un lien de cause à effet entre l'exposition à la fumée de cigarette et l'asthme[18,21]. Par exemple, les interdictions de fumer dans les endroits publics prévues dans la loi en Écosse ont précédé une diminution du taux d'incidence des crises d'asthme graves chez les enfants d'âge préscolaire et scolaire[22].

Dans les premières années couvertes par la présente étude (1994-1995 et 2000-2001), les enfants vivant dans les ménages où au moins un des parents fumait tous les jours étaient plus susceptibles que ceux vivant dans les ménages non fumeurs d'être diagnostiqués asthmatiques (figure 2). Toutefois, en 2006-2007 et en 2008-2009, aucune différence statistiquement significative n'a été notée entre les taux de prévalence de l'asthme chez les enfants des deux groupes de ménages. Cela laisse entendre une fois de plus que la baisse du degré d'exposition à la fumée de cigarette peut avoir été un facteur dans la diminution des taux d'asthme au fil du temps, et que les taux d'usage de la cigarette chez les adultes ont diminué assez pour que celui-ci ne constitue plus une cause majeure d'asthme chez les jeunes enfants.

Même dans les ménages où un des parents fume, le degré d'exposition des enfants à la fumée a peut-être été réduit grâce à une prise de conscience toujours plus grande des dangers de la fumée secondaire. Selon les résultats de l'ESUTC, en 2009, 47 % des ménages où il était permis de fumer à l'intérieur avaient imposé des restrictions sur l'usage de la cigarette[19], comme de fumer seulement à l'extérieur ou dans des endroits désignés.

Usage du tabac et revenu du ménage

Le taux d'usage du tabac a tendance à être relativement élevé chez les personnes ayant un faible revenu[23,24]. Par exemple, en 2008-2009, le taux de prévalence de la consommation quotidienne de tabac par au moins un des parents dans les ménages vivant sous le seuil de faible revenu s'établissait à 27 %; dans les ménages ayant un revenu supérieur ou égal au seuil de faible revenu, il s'établissait à 18 %.

Pour déterminer si l'association entre l'usage du tabac par les parents et le taux de prévalence des infections de l'oreille et de l'asthme chez les enfants tenait à d'autres facteurs que l'usage du tabac, les ménages à faible revenu et ceux ayant un revenu plus élevé ont fait l'objet d'analyses distinctes. Les tendances de la prévalence des infections de l'oreille et de l'asthme décrites ci-dessus relativement aux enfants dans les ménages fumeurs et dans les ménages non fumeurs ont été observées pour la tranche inférieure de la répartition du revenu et pour les tranches supérieures, tout comme la tendance à la baisse au fil du temps des taux d'infection de l'oreille et d'asthme (données non présentées). Ces résultats laissent supposer que les liens entre l'usage parental du tabac et les infections de l'oreille et l'asthme ne tenaient pas à des facteurs inconnus associés au revenu.

Résumé

De 1994-1995 à 2008-2009, la prévalence des infections des voies respiratoires supérieures chez les enfants de 2 et 3 ans est demeurée constante ou a diminué dans la plupart des régions du Canada, mais a augmenté de façon importante au Québec. Les taux d'infection de l'oreille ont diminué dans toutes les régions. Ceux de la prévalence de l'asthme chez les enfants de 2 à 7 ans ont augmenté de façon constante jusqu'en 2000-2001, pour ensuite diminuer. Un grand nombre de facteurs environnementaux, y compris une exposition réduite à la fumée de cigarette, peuvent avoir influé sur ces tendances. Bien que situés hors de la portée de la présente étude, ceux-ci pourront faire l'objet d'études ultérieures. ■

Références

1. C.D. Bluestone et J.O. Klein, *Otitis Media in Infants and Children, Fourth Edition*, Hamilton (Ontario), B.C. Decker Inc., 2007.
2. Association pulmonaire du Canada, *Traitement de l'asthme* [http://www.poumon.ca/diseases-maladies/asthma-asthme/treatment-traitement/index_f.php] (consulté le 11 juin 2010).
3. K.A. Daly, J.E. Brown, B.R. Lingren *et al.*, « Epidemiology of otitis media onset by six months of age », *Pediatrics*, 103, 1999, p. 1158-1166.
4. D. Peristein, « Otitis media (Middle ear infection or inflammation) », *MedicineNet.com* [http://www.medicinenet.com/otitis_media/article.htm] (consulté le 7 juin 2010).
5. D.S. Urquhart, A.K. Anderson et S.A. McKenzie, « Fewer colds, less asthma? A hypothesis to explain the fall in childhood asthma in the UK », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 62, 2008, p. 921-925.
6. A. Meneghetti, « Upper respiratory tract infection », *eMedicine.com* [http://emedicine.medscape.com/article/302460-overview] (consulté le 10 juin 2010).
7. T. Bushnik, « La garde des enfants au Canada », *Série de documents de recherche sur les enfants et les jeunes* (Statistique Canada, n° 89-599-MIF2006pub003 au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 2006, disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/pub/89-599-m/89-599-m2006003-fra.pdf (consulté le 23 juin 2010).
8. American Academy of Otolaryngology, *Fact Sheet: Day Care and Ear, Nose and Throat Problems* [http://www.entnet.org/HealthInformation/dayCareENT.cfm] (consulté le 11 juin 2010).
9. S. Nabili, « Upper respiratory tract infection », *eMedicine.com* [http://medicinenet.com/upper_respiratory_infection/article.htm] (consulté le 7 juin 2010).
10. D.W. Teele, J.O. Klein et B. Rosner, « Epidemiology of otitis media during the first seven years of life in children in Boston: a prospective cohort study », *Journal of Infectious Diseases*, 160, 1989, p. 83-94.
11. H.R. Anderson, R. Gupta, D.P. Strachan et E.S. Limb, « 50 years of asthma: UK trends from 1955 to 2004 », *Thorax*, 62, 2007, p. 85-90.
12. U. Bollag, L. Grize et C. Braun-Fahrländer, « Is the ebb of asthma due to the decline of allergic asthma? A prospective study by the Swiss Sentinel Surveillance Network, 1999-2005 », *Family Practice*, 26, 2009, p. 96-101.
13. S.D. Dell, R.G. Foty, N.L. Gilbert *et al.*, « Asthma and allergic disease prevalence in a diverse sample of Toronto school children: Results from the Toronto Child Health Evaluation Questionnaire (T-CHEQ) Study », *Canadian Respiratory Journal*, 17, 2010, p. 1-6.
14. R. Garner et D. Kohen, « Changements dans la prévalence de l'asthme chez les enfants au Canada », *Rapports sur la santé,* 19(2), 2008, p. 49-55 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
15. R.E Dales, M. Raizenne, S. El-Saadany *et al.*, « Prevalence of childhood asthma across Canada », *International Journal of Epidemiology*, 23, 1994, p. 775-781.
16. N. Battacharyya et N.L. Shapiro, « Air quality improvement and the prevalence of frequent ear infections in children », *Otolaryngology – Head and Neck Surgery*, 142, 2010, p. 242-246.
17. M.B. Brauer, U. Gehring, B. Brunekreef *et al.*, « Traffic-related air pollution and otitis media », *Environmental Health Perspectives*, 114, 2006, p. 1414-1418.
18. World Health Organization, *International Consultation on Environmental Tobacco (ETS) and Child Health: Consultation Report,* Genève, 1999 [http://www.who.int/tobacco/research/en/ets_report.pdf] (consulté le 8 juin 2010).
19. Santé Canada, *Enquête de surveillance de l'usage du tabac au Canada (ESUTC) : aperçu général des données historiques, phase 1, 1999-2009* [http://www.hc-sc.gc.ca/hc-ps/tobac-tabac/research-recherche/stat/_ctums-esutc_2009/w-p-1_histo-fra.php] (consulté le 8 juin 2010).
20. Santé Canada, *Enquête de surveillance de l'usage du tabac au Canada (ESUTC) : tableaux supplémentaires, l'ESUTC, annuel 2008* [http://www.hc-sc.gc.ca/hc-ps/tobac-tabac/research-recherche/stat/_ctums-esutc_2008/ann-table9-fra.php] (consulté le 8 juin 2010).
21. Physicians for a Smoke-free Canada, *Cigarette Smoke and Kids' Health (Fact Sheet)* [http://www.smoke-free.ca/second-hand-smoke/health_kids.htm] (consulté le 8 juin 2010).
22. D. Mackay, S. Haw, J.G. Ayres *et al.*, « Smoke-free legislation and hospitalizations for childhood asthma », *The New England Journal of Medicine*, 363(12), 2010, p. 1139-1145.
23. National Household Survey on Drug Abuse, *Tobacco Use, Income, and Educational Level*, Washington DC, Department of Health and Human Services, 2002, disponible à l'adresse http://www.oas.samhsa.gov/2k2/Tob/tob.htm (consulté le 19 juillet 2010).
24. P. Smith, L. Begley, J.L. O'Loughlin et J. Snider, *Usage du tabac : Enquête de 2002 sur le tabagisme chez les jeunes : rapport technique*, Ottawa, Santé Canada, 2002, disponible à l'adresse http://www.hc-sc.gc.ca/hc-ps/pubs/tobac-tabac/yss-etj-2002/chap3-fra.php.

Douleur chronique chez les personnes de 12 à 44 ans

par Pamela L. Ramage-Morin et Heather Gilmour

Résumé

Selon les résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2007-2008, environ 1 Canadien sur 10 de 12 à 44 ans – 9 % d'hommes et 12 % de femmes, soit environ 1,5 million de personnes – souffraient de douleur chronique. La prévalence de la douleur chronique augmentait avec l'âge et était significativement plus élevée chez les personnes vivant dans des ménages où le niveau de scolarité était faible ainsi que dans la population autochtone. Les problèmes de santé chroniques associés à la douleur les plus courants chez les personnes de 12 à 44 ans étaient les problèmes de dos et la migraine. La douleur chronique empêchait au moins plusieurs activités chez la majorité des personnes atteintes. Elle était associée à des limitations d'activités et au besoin d'aide pour effectuer les activités quotidiennes et avait des répercussions liées au travail. Les personnes souffrant de douleur chronique avaient recours fréquemment aux services de soins de santé et étaient moins susceptibles que les personnes n'éprouvant pas de douleur chronique de répondre positivement aux questions portant sur les mesures du bien-être, y compris les troubles de l'humeur et les troubles d'anxiété.

Mots-clés

AIVQ, AVQ, enquêtes sur la santé, état de santé, études transversales, prévalence, qualité de vie, troubles d'anxiété, troubles de l'humeur.

Auteures

Pamela L. Ramage-Morin (Pamela.Ramage-Morin@statcan.gc.ca; 613-951-1760) et Heather Gilmour (Heather.Gilmour@statcan.gc.ca; 613-951-2114) travaillent à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

La douleur qui dure plusieurs mois[1] ou qui persiste une fois qu'une blessure est guérie[2] est considérée comme chronique. La douleur chronique a des répercussions non seulement sur les personnes qui l'éprouvent, mais sur leurs familles, le système de soins de santé et la société dans son ensemble[3]. Elle peut être à l'origine d'autres problèmes de santé comme les problèmes d'alimentation, les troubles du sommeil et la fatigue[4-6]. Les absences de l'école, du travail et d'activités sociales ont été liées à la douleur chronique[3,7,8]. Les gens peuvent perdre leur emploi ou changer d'emploi et, dans des cas plus extrêmes, ne peuvent pas travailler du tout[3,5, 9,10]. La santé mentale peut être compromise. En effet, la douleur chronique a été associée à l'anxiété, à la dépression, à la solitude, aux idées suicidaires et aux tentatives de suicide[11].

Même si la douleur chronique est habituellement associée au vieillissement, elle est relativement courante à des âges plus jeunes. Cependant, les grandes études de population portant sur la douleur chronique chez les personnes non âgées sont peu nombreuses[4,12-14]. Les recherches sur la douleur chez les personnes plus jeunes portent plutôt sur des problèmes de santé chroniques et des sièges de la douleur particuliers[15-17], de petits segments de la population comme des groupes professionnels ou ethniques[18-20], ou des échantillons de convenance tels que les enfants qui fréquentent certaines écoles ou qui habitent dans certaines régions[4,21]. Les résultats de pareilles études ne brossent qu'un tableau

Les données

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) est une enquête transversale qui sert à recueillir des données sur l'état de santé, l'utilisation des soins de santé et les déterminants de la santé pour environ 98 % de la population de 12 ans et plus. Elle a pour champ d'observation la population à domicile des provinces et des territoires; les membres des Forces canadiennes, les personnes vivant en établissement, les résidents des réserves indiennes et d'autres établissements autochtones ainsi que les habitants de certaines régions éloignées sont exclus.

La collecte des données du cycle 4.1 a débuté en janvier 2007 et s'est étendue sur une période de 24 mois. La taille de l'échantillon était de 131 959 personnes et le taux de réponse était de 76,4 %. Afin de tenir compte des effets du plan de sondage, dans la présente analyse, les erreurs-types et les coefficients de variation ont été estimés par la technique du *bootstrap*[22,23]. On a utilité un seuil de signification de $p<0,05$.

La présente analyse porte sur 57 660 personnes de 12 à 44 ans qui ont participé à l'ESCC et qui représentent environ 14,6 millions de Canadiens (tableau A en annexe). Les participants à l'enquête dont les réponses ont été recueillies par personne interposée (1 062) ont été exclus de l'échantillon étudié. (La prévalence de la douleur ne diffère pas de façon significative entre les personnes ayant participé à l'enquête directement et celles y ayant participé par personne interposée.) Environ 63 % de la population étudiée avaient entre 25 et 44 ans et 69 % étaient mariés ou vivaient en union libre. La majorité vivait dans des ménages dont au moins un membre était titulaire d'un diplôme d'études postsecondaires (81 %) et résidait dans des régions urbaines (84 %). Environ 4 % étaient Autochtones; 76 % ont déclaré que leur origine ou groupe culturel ou racial était « Blanc ». Environ 11 % ont déclaré souffrir de douleur chronique et plus de la moitié de ces personnes ont qualifié leur douleur comme étant au moins d'intensité « moyenne ».

On a posé aux participants à l'enquête la question suivante : « Habituellement, êtes-vous sans douleurs ou malaises? » Les personnes qui ont déclaré « Non » ont été considérées comme éprouvant de la *douleur chronique* et on leur a demandé d'évaluer l'intensité des douleurs qu'elles ressentent généralement comme « Faible », « Moyenne » ou « Forte ». On leur a demandé également combien d'activités leurs douleurs les empêchent de faire. Celles qui ont répondu « Quelques-unes », « Plusieurs » ou « La plupart » (par rapport à « Aucune ») ont été considérées comme souffrant de *douleur empêchant de faire des activités.*

Les participants à l'enquête ont été classés dans l'un de quatre groupes d'âge, à savoir 12 à 17 ans, 18 à 24 ans, 25 à 34 ans et 35 à 44 ans.

Chez les participants à l'enquête de 25 à 44 ans, l'*état matrimonial* comprenait trois catégories : célibataire (jamais marié(e)); marié(e)/en union libre; ou séparé(e)/divorcé(e)/veuf(ve).

Les participants à l'enquête ont été classés dans l'une de quatre catégories en fonction du plus haut niveau de scolarité atteint par un membre du ménage, à savoir pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles et diplôme d'études postsecondaires.

Le *groupe racial/culturel* comprenait les catégories Blanc, Autochtone ou Autre (incluant les origines culturelles ou raciales multiples).

La *résidence* permettait de déterminer si un participant à l'enquête vivait dans une région urbaine ou rurale selon la géographie du Recensement de 2006.

La présence de *problèmes de santé chroniques* a été établie en demandant aux participants à l'enquête si un professionnel de la santé avait diagnostiqué chez eux un problème de santé qui avait duré ou qui devait durer six mois ou plus. L'intervieweur a lu une liste de problèmes de santé. Les divers problèmes de santé sur lesquels porte la présente étude comprennent les problèmes de dos (sauf la fibromyalgie et l'arthrite), l'arthrite, la migraine, les troubles de l'humeur, les troubles d'anxiété, les ulcères à l'estomac ou aux intestins, les troubles intestinaux, la maladie de Crohn ou la colite et le diabète.

Une liste plus exhaustive des problèmes de santé chroniques a servi à estimer *le nombre total de problèmes de santé chroniques* de chaque participant à l'enquête. Outre les problèmes de santé énumérés ci-dessus, le cancer, l'asthme, l'hypertension artérielle, la maladie cardiaque, les troubles dus à un accident vasculaire cérébral, l'incontinence urinaire, la maladie d'Alzheimer ou autres démences, l'emphysème et la maladie pulmonaire obstructive chronique ont été inclus. Les résultats ont été répartis en quatre catégories : aucun, 1, 2 et 3 et plus.

La *restriction des activités* a été fondée sur la réponse « souvent » ou « parfois » (par rapport à « jamais ») aux questions suivantes : « Est-ce qu'un état physique ou un état mental ou un problème de santé de longue durée réduit la quantité ou le genre d'activités que vous pouvez faire...

- . . . à la maison? »
- . . . à l'école? »
- . . . au travail? » (participants à l'enquête de 25 à 44 ans)
- . . . ou d'autres activités, par exemple, le transport ou les loisirs? »

L'a*utoévaluation* de la santé a été déterminée grâce à la question suivante : « En général, diriez-vous que votre santé est .... » Les cinq catégories de réponse ont été combinées en deux groupes : bonne/très bonne/excellente et passable/mauvaise. Une question semblable a été posée pour l'*autoévaluation de la santé mentale*.

Chez les participants à l'enquête de 25 à 44 ans, on a mesuré l'*évaluation du stress au travail* dans l'emploi principal de la personne ou l'entreprise à laquelle elle a travaillé au cours des 12 derniers mois au moyen de la question suivante : « Diriez-vous que la plupart de vos journées au travail étaient : pas du tout stressantes? un peu stressantes? assez stressantes? extrêmement stressantes? » Les personnes interrogées qui ont répondu « assez stressantes » ou « extrêmement stressantes » ont été classées comme ayant un niveau élevé de stress au travail autoévalué.

Selon la situation en regard de l'activité du participant à l'enquête au cours de la semaine qui a précédé l'entrevue, les personnes interrogées ont été classées comme *ayant travaillé à un emploi la semaine dernière*; *s'étant absenté du travail la semaine dernière*; *n'ayant pas d'emploi la semaine dernière*; ou *souffrant d'une incapacité permanente de travailler.* Ces variables ont été utilisées seulement pour les participants à l'enquête de 25 à 44 ans.

La présente étude comporte un certain nombre de limites. On n'a pas posé aux participants à l'enquête des questions au sujet de la durée, de la fréquence ou du siège de leur douleur, et aucune distinction n'est faite entre la douleur liée à un cancer et celle non attribuable à un cancer. On n'a pas recueilli de renseignements sur les médicaments, particulièrement ceux pouvant avoir un effet sur la douleur. Les données sont transversales, de sorte qu'aucune conclusion ne peut être tirée au sujet de l'ordre temporel, c'est-à-dire la question de savoir si la douleur a entraîné des limitations d'activités ou vice-versa. Enfin, les problèmes de santé chroniques ont été autodéclarés et n'ont été vérifiés par aucune autre source.

Tableau 1
Prévalence de la douleur chronique, selon le sexe et certaines caractéristiques, population à domicile de 12 à 44 ans, Canada, 2007-2008

	Hommes				Femmes			
	Nombre estimatif en milliers	%	Intervalle de confiance à 95 %		Nombre estimatif en milliers	%	Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristique			de	à			de	à
Nombre total de personnes souffrant de douleur chronique	**669**	**9,1**	**8,6**	**9,6**	**867**	**11,9§**	**11,4**	**12,5**
Intensité de la douleur								
Faible	257	3,5	3,2	3,8	303	4,2§	3,8	4,5
Moyenne	323	4,4	4,0	4,8	451	6,2§	5,8	6,6
Forte	88	1,2	1,0	1,4	105	1,5	1,3	1,6
Groupe d'âge								
12 à 17 ans†	30	2,4	2,0	2,9	71	5,9§	5,0	6,7
18 à 24 ans	99	6,5*	5,5	7,6	131	9,2*§	8,0	10,3
25 à 34 ans	212	9,7*‡	8,7	10,7	261	11,8*‡§	10,9	12,7
35 à 44 ans	327	13,7*‡	12,7	14,8	404	16,7*‡§	15,7	17,8
État matrimonial (personnes de 25 à 44 ans)								
Célibataire (jamais marié(e))†	143	11,3	10,0	12,6	147	14,5§	12,9	16,1
Marié(e)/en union libre	356	11,5	10,6	12,4	437	13,6§	12,8	14,5
Séparé(e)/divorcé(e)/veuf(ve)	40	20,1*	16,1	24,1	80	20,1*	17,4	22,9
Niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage								
Pas de diplôme d'études secondaires	39	17,0*	14,0	20,1	39	19,0*	15,6	22,5
Diplôme d'études secondaires	60	9,4	7,8	11,1	88	14,5*§	12,3	16,7
Études postsecondaires partielles	45	11,7*	9,4	13,9	57	13,8*	11,6	16,0
Diplôme d'études postsecondaires†	450	8,7	8,1	9,3	610	11,4§	10,8	12,0
Données manquantes	74	8,1	6,7	9,5	73	10,5§	8,7	12,3
Groupe racial/culturel								
Blanc†	503	9,3	8,7	9,8	619	11,6§	11,1	12,2
Autochtone hors réserve	46	15,4*	12,5	18,2	53	16,5*	13,9	19,1
Autre (origines raciales/culturelles multiples incluses)	101	7,1*	5,7	8,4	171	11,9§	10,4	13,4
Données manquantes	19	9,7	6,7	12,7	23	13,3	9,4	17,1
Résidence								
Région urbaine†	536	8,7	8,2	9,3	721	11,8§	11,2	12,4
Région rurale	133	11,0*	9,8	12,2	146	12,6	11,5	13,6

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
‡ valeur significativement différente de celle du groupe d'âge précédent (p<0,05)
§ valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes (p<0,05)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007-2008, fichier de 24 mois.

partiel de la douleur chronique chez les personnes plus jeunes.

La présente analyse fondée sur la population s'appuie sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2007-2008. Elle fournit des estimations de la prévalence de la douleur chronique selon des caractéristiques sociodémographiques pour un échantillon de 57 660 participants à l'enquête de 12 à 44 ans, représentant les 14,6 millions de Canadiens dans cette fourchette d'âge (tableau A en annexe). Les auteurs examinent également la douleur chronique en rapport avec les problèmes de santé chroniques, les répercussions sur le fonctionnement, les caractéristiques du travail, l'utilisation des soins de santé et la santé mentale ainsi que le bien-être en général.

Un sur dix

En 2007-2008, plus de 1,5 million de Canadiens de 12 à 44 ans – 9 % d'hommes et 12 % de femmes – ont déclaré souffrir de douleur chronique (tableau 1). La prévalence de la douleur chronique augmentait avec l'âge : chez les 12 à 17 ans, 2 % des hommes et 6 % des femmes ont déclaré éprouver de la douleur chronique; dans le groupe des 35 à 44 ans, les chiffres correspondants étaient 14 % et 17 %.

Conformément aux études antérieures[9,10,20,24,25], les données de l'ESCC de 2007-2008 montrent que la cote exprimant le risque d'éprouver de la douleur chronique était plus élevée pour les femmes de 12 à 44 ans que pour les hommes dans cette fourchette d'âge. Toutefois, ce rapport n'est plus significatif après prise en compte de la présence de problèmes de santé chroniques, ce qui donne à penser que ces derniers sont dans une large mesure à l'origine de l'association observée entre le sexe et la douleur (données non présentées).

Le niveau de scolarité du ménage est associé à la douleur. Les personnes vivant dans des ménages dont aucun membre n'était titulaire d'un diplôme d'études secondaires étaient près de deux fois plus susceptibles de déclarer souffrir de douleur chronique que celles vivant dans des ménages comptant au moins un titulaire d'un diplôme d'études postsecondaires.

Comparativement aux personnes d'origine raciale ou culturelle blanche, les Autochtones étaient plus susceptibles de déclarer éprouver de la douleur. Cela s'explique peut-être en partie par la prévalence plus élevée des problèmes de santé chroniques liés à la douleur (problèmes de dos, migraine, arthrite, ulcères à l'estomac ou à l'intestin, troubles d'anxiété et troubles de l'humeur) dans la population autochtone (données non présentées).

Dans le cas des hommes, la douleur chronique est plus courante chez ceux vivant en région rurale que chez ceux vivant en région urbaine.

Problèmes de santé chroniques

Les problèmes de dos ont été déclarés par plus de 2 millions de personnes de 12 à 44 ans (14 % d'hommes et 17 %

Tableau 2
Pourcentage ayant déclaré des problèmes de santé chroniques et de la douleur chronique, selon le sexe, population à domicile de 12 à 44 ans, Canada, 2007-2008

	Problème de santé chronique				Prévalence de la douleur chronique chez les personnes ayant des problèmes de santé chroniques			
	Nombre estimatif en milliers	%	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Nombre estimatif en milliers	%	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Hommes								
Problème de santé chronique								
Problème de dos	1 058	14,4	13,8	15,1	313	29,6	27,5	31,7
Migraine	542	7,4	6,9	7,8	106	19,7	17,3	22,0
Trouble de l'humeur	277	3,8	3,5	4,1	81	29,2	25,1	33,4
Trouble d'anxiété	255	3,5	3,2	3,8	56	21,8	18,5	25,1
Arthrite	249	3,4	3,1	3,7	122	49,0	44,3	53,8
Ulcères à l'estomac ou aux intestins	165	2,3	2,0	2,5	44	26,6	21,1	32,1
Troubles intestinaux / maladie de Crohn ou colite	152	2,1	1,8	2,3	37	24,1	18,9	29,3
Diabète	106	1,4	1,2	1,7	21[E]	19,7[E]	13,4	26,1
Nombre de problèmes de santé chroniques								
Aucun[†]	4 728	65,4	64,5	66,2	184	3,9	3,5	4,3
Un	1 698	23,5	22,8	24,2	208	12,3*	11,0	13,6
Deux	551	7,6	7,1	8,1	147	26,8*‡	23,9	29,6
Trois et plus	255	3,5	3,2	3,8	107	42,1*‡	37,6	46,7
Femmes								
Problème de santé chronique								
Problème de dos	1 215	16,7[§]	16,1	17,4	408	33,6[§]	31,6	35,6
Migraine	1 220	16,8[§]	16,2	17,5	296	24,3[§]	22,6	26,0
Trouble de l'humeur	561	7,7[§]	7,3	8,2	177	31,7	28,9	34,5
Trouble d'anxiété	540	7,4[§]	7,0	7,9	156	28,9[§]	26,0	31,8
Arthrite	327	4,5[§]	4,2	4,8	160	48,9	45,2	52,6
Ulcères à l'estomac ou aux intestins	151	2,1	1,8	2,3	51	33,9[§]	29,1	38,6
Troubles intestinaux / maladie de Crohn ou colite	312	4,3[§]	4,0	4,6	98	31,5[§]	28,1	34,9
Diabète	99	1,4	1,2	1,6	28	28,3	21,3	35,3
Nombre de problèmes de santé chroniques								
Aucun[†]	3 993	55,6[§]	54,7	56,4	169	4,2	3,7	4,7
Un	1 830	25,5[§]	24,7	26,2	240	13,1*	12,0	14,2
Deux	810	11,3[§]	10,7	11,8	190	23,5*‡	21,5	25,5
Trois et plus	555	7,7[§]	7,3	8,2	248	44,7*‡	41,8	47,6

[†] catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
‡ valeur significativement différente de la catégorie précédente (p<0,05)
[§] valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes (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, 2007-2008, fichier de 24 mois.

de femmes), dont environ le tiers ont également déclaré éprouver de la douleur chronique (tableau 2). La migraine est également répandue dans cette fourchette d'âge, particulièrement chez les femmes (17 %) et près du quart de ces dernières ont déclaré éprouver de la douleur chronique. L'arthrite, problème relativement peu courant chez les personnes de 12 à 44 ans (moins de 5 %) est étroitement associée à la douleur. Environ la moitié des hommes et des femmes atteints d'arthrite ont également déclaré éprouver de la douleur chronique. Fait peu surprenant, plus le nombre de problèmes de santé chroniques était élevé, plus les personnes étaient susceptibles de déclarer souffrir de douleur chronique.

Limitations d'activités

Plus de 60 % des personnes de 12 à 44 ans souffrant de douleur chronique ont déclaré avoir « parfois » ou « souvent » des limitations d'activités, comparativement à 15 % de celles n'éprouvant pas de douleur chronique (tableau 3). Ces limitations touchent tous les aspects de la vie, à la maison, à l'école, au travail, le transport et les loisirs, et elles persistent dans l'analyse multivariée qui tient compte de l'âge, des caractéristiques sociodémographiques et des problèmes de santé chroniques (données non présentées).

La majorité des hommes (64 %) et des femmes (74 %) éprouvant de la douleur chronique ont déclaré que celle-ci non seulement limitait mais empêchait au moins quelques activités. La prévalence de la douleur empêchant les activités augmente avec l'âge et est systématiquement plus élevée chez les femmes que chez les hommes. La différence entre les sexes est particulièrement prononcée chez les personnes de 12 à 17 ans : 66 % des femmes éprouvant de la douleur chronique ont déclaré qu'elle empêchait des activités, comparativement à 42 % des hommes.

Besoin d'aide

Les *activités de la vie quotidienne (AVQ)* (activités essentielles à l'autonomie) comprennent les soins personnels comme prendre un bain, s'habiller, manger et prendre des médicaments, ainsi que se déplacer dans la maison. Les *activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ)* permettent d'évaluer l'autonomie fonctionnelle et comprennent préparer les repas, exécuter les travaux ménagers quotidiens, se rendre aux rendez-vous, faire des commissions comme l'épicerie, effectuer des opérations bancaires et payer des factures. On a identifié les personnes ayant besoin d'aide pour les AVQ ou les AIVQ à cause de problèmes de santé. Étant donné que la plupart des jeunes de 12 à 17 ans, sans égard à leur état de santé, ont besoin d'aide pour de nombreuses AIVQ, cette variable est examinée seulement pour les personnes de 18 à 44 ans.

Tableau 3
Mesures du fonctionnement et des caractéristiques du travail, selon le sexe et la présence ou l'absence de douleur chronique, population à domicile de 12 à 44 ans, Canada, 2007-2008

	Hommes				Femmes			
	Nombre estimatif en milliers	%	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Nombre estimatif en milliers	%	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Limitation d'activité (parfois/souvent)								
Douleur chronique	417	62,4*	59,6	65,2	547	63,3*	61,1	65,5
Pas de douleur chronique†	970	14,6	13,9	15,3	980	15,3	14,7	16,0
Limitation d'activité à la maison (parfois/souvent)								
Douleur chronique	269	40,2*	37,4	43,0	426	49,2*‡	46,8	51,6
Pas de douleur chronique†	369	5,5	5,1	6,0	459	7,2‡	6,7	7,7
Limitation d'activité à l'école (parfois/souvent)								
Douleur chronique	31	21,3*	16,9	25,8	77	31,8*‡	27,5	36,2
Pas de douleur chronique†	139	5,0	4,4	5,5	191	6,8‡	6,1	7,5
Limitation d'activité au travail (parfois/souvent) (personnes de 25 à 44 ans)								
Douleur chronique	198	42,1*	38,5	45,7	227	44,5*	41,7	47,4
Pas de douleur chronique†	271	7,0	6,4	7,7	254	7,5	6,9	8,2
Limitation d'activité – autre (parfois/souvent)								
Douleur chronique	300	44,9*	42,0	47,8	411	47,5*	45,2	49,7
Pas de douleur chronique†	432	6,5	6,0	7,0	475	7,4‡	7,0	7,9
Aide nécessaire pour les AVQ								
Douleur chronique	23	3,4*	2,4	4,4	47	5,4*‡	4,3	6,6
Pas de douleur chronique†	28	0,4	0,3	0,6	31	0,5	0,4	0,6
Aide nécessaire pour les AIVQ (personnes de 18 à 44 ans)								
Douleur chronique	85	13,3*	11,2	15,3	180	22,6*‡	20,4	24,8
Pas de douleur chronique†	89	1,6	1,4	1,9	122	2,3‡	2,0	2,6
A travaillé à un emploi la semaine dernière (personnes de 25 à 44 ans)								
Douleur chronique	409	77,5*	74,8	80,2	425	65,3*‡	62,6	68,0
Pas de douleur chronique†	3 420	87,3	86,5	88,1	2 770	71,7‡	70,6	72,8
A été absent du travail la semaine dernière (personnes de 25 à 44 ans)								
Douleur chronique	31	5,8	4,3	7,3	48	7,3	6,0	8,7
Pas de douleur chronique†	183	4,7	4,2	5,2	339	8,8‡	8,1	9,5
N'avait pas d'emploi la semaine dernière (personnes de 25 à 44 ans)								
Douleur chronique	57	10,8*	8,9	12,7	145	22,3*‡	19,9	24,7
Pas de douleur chronique†	297	7,6	6,9	8,2	743	19,2‡	18,3	20,2
Incapacité permanente de travailler (personnes de 25 à 44 ans)								
Douleur chronique	31	5,9*	4,6	7,3	33	5,0*	3,9	6,2
Pas de douleur chronique†	17E	0,4E	0,3	0,6	12E	0,3E	0,2	0,4
Stress au travail (personnes de 25 à 44 ans)								
Douleur chronique	193	40,3*	36,9	43,6	202	39,2*	36,1	42,3
Pas de douleur chronique†	1 132	29,2	28,2	30,3	1 059	31,5‡	30,3	32,8
Population déclarant éprouver une douleur chronique qui l'empêche de mener quelques-unes/plusieurs/la plupart de ses activités	**424**	**63,5**	**60,9**	**66,1**	**634**	**73,6‡**	**71,4**	**75,9**
Groupe d'âge								
12 à 17 ans†	13	42,0	32,5	51,4	46	65,6‡	57,6	73,6
18 à 24 ans	58	58,0*	50,1	65,9	93	71,9‡	65,6	78,2
25 à 34 ans	139	65,7*	61,0	70,3	199	76,7*‡	72,8	80,6
35 à 44 ans	215	65,8*	62,1	69,5	297	73,6‡	70,2	77,1
Nombre d'activités empêchées								
Aucune	244	36,5	33,9	39,1	227	26,4‡	24,1	28,7
Quelques-unes	210	31,4	28,9	34,0	316	36,7‡	34,3	39,0
Plusieurs	126	18,9	16,5	21,3	203	23,6‡	21,7	25,5
La plupart	88	13,1	11,4	14,9	115	13,3	11,8	14,9
Intensité de la douleur								
Faible†	118	45,9	41,4	50,4	165	55,1‡	50,6	59,6
Moyenne	231	71,5*	67,9	75,2	371	82,3*‡	79,7	85,0
Forte	75	85,6*	80,4	90,9	94	89,5*	85,5	93,5

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
‡ valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes (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, 2007-2008, fichier de 24 mois.

Très peu de personnes de 18 à 44 ans n'éprouvant pas de douleur avaient besoin d'aide pour les AVQ, mais chez les personnes souffrant de douleur chronique, 3 % des hommes et 5 % des femmes avaient besoin d'aide (tableau 3). De même, alors que 2 % des personnes n'éprouvant pas de douleur chronique avaient besoin d'aide pour les AIVQ, les chiffres sont de 13 % pour les hommes et de 23 % pour les femmes souffrant de douleur chronique. Chez les personnes éprouvant de la douleur chronique, les femmes sont plus susceptibles que les hommes d'avoir besoin d'aide pour se déplacer dans la maison, faire les tâches ménagères, faire des commissions et préparer les repas. Les pourcentages d'hommes et de femmes éprouvant de la douleur chronique qui avaient besoin d'aide pour les soins personnels ou la gestion des finances ne diffèrent pas significativement (données non présentées).

Emploi

Au cours de la semaine qui a précédé l'entrevue, la majorité des personnes de 25 à 44 ans occupaient un emploi. Toutefois, c'était le cas de 87 % des hommes et de 72 % des femmes n'éprouvant pas de douleur, mais de 78 % des hommes et de 65 % des femmes qui ont déclaré souffrir de douleur chronique (tableau 3). Ces écarts donnent à penser que les personnes éprouvant de la douleur chronique étaient plus susceptibles que les membres du groupe n'éprouvant pas de douleur d'être sans emploi durant la semaine qui a précédé leur entrevue ou d'avoir une incapacité permanente de travailler.

Les travailleurs souffrant de douleur chronique n'étaient pas plus susceptibles que ceux n'éprouvant pas de douleur chronique de s'absenter de leur travail. Cependant, peut-être en conséquence des efforts déployés pour faire face aux limitations au travail liées à la douleur, ceux éprouvant de la douleur chronique étaient plus susceptibles de déclarer souffrir de stress au travail.

Tableau 4
Utilisation des soins de santé au cours des 12 derniers mois, selon le sexe et la présence ou l'absence de douleur chronique, population à domicile de 12 à 44 ans, Canada, 2007-2008

	Hommes				Femmes			
	Nombre estimatif en milliers	%	Intervalle de confiance à 95 %		Nombre estimatif en milliers	%	Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristique			de	à			de	à
A consulté un professionnel de la santé								
Douleur chronique	622	93,0*	91,8	94,3	846	97,7*‡	97,0	98,5
Pas de douleur chronique†	5 919	89,0	88,4	89,6	6 125	96,0‡	95,6	96,3
A un médecin de famille								
Douleur chronique	511	76,5*	74,1	78,9	762	88,0*‡	86,4	89,6
Pas de douleur chronique†	4 862	73,1	72,4	73,9	5 398	84,6‡	83,9	85,3
A consulté un médecin de famille / omnipraticien								
Douleur chronique	507	75,8*	73,5	78,1	756	87,4*‡	85,7	89,0
Pas de douleur chronique†	4 045	60,8	59,8	61,7	4 919	77,0‡	76,2	77,8
A consulté un autre médecin								
Douleur chronique	214	32,1*	29,4	34,8	420	48,4*‡	46,0	50,9
Pas de douleur chronique†	985	14,8	14,1	15,4	1 843	28,8‡	28,0	29,7
A consulté une infirmière								
Douleur chronique	92	13,8*	12,0	15,6	193	22,3*‡	20,3	24,3
Pas de douleur chronique†	541	8,1	7,7	8,6	903	14,1‡	13,5	14,8
A consulté un chiropraticien								
Douleur chronique	139	20,7*	18,4	23,1	177	20,5*	18,5	22,4
Pas de douleur chronique†	644	9,7	9,2	10,1	705	11,0‡	10,5	11,6
A consulté un physiothérapeute								
Douleur chronique	127	19,0*	16,7	21,4	176	20,3*	18,4	22,3
Pas de douleur chronique†	441	6,6	6,2	7,1	427	6,7	6,3	7,1
A consulté un travailleur social / conseiller								
Douleur chronique	47	7,1*	5,8	8,4	117	13,5*‡	11,9	15,1
Pas de douleur chronique†	279	4,2	3,8	4,5	427	6,7‡	6,3	7,1
A consulté un psychologue								
Douleur chronique	38	5,7*	4,6	6,9	89	10,3*‡	8,9	11,7
Pas de douleur chronique†	172	2,6	2,3	2,8	294	4,6‡	4,2	5,0

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
‡ valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes (p<0,05)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007-2008, fichier de 24 mois.

Soins de santé

Il n'est pas étonnant de constater que les personnes de 12 à 44 ans souffrant de douleur chronique étaient plus susceptibles que celles n'éprouvant pas de douleur chronique d'utiliser divers services de soins de santé, y compris de nombreux services non couverts par les régimes d'assurance-maladie publics (tableau 4). Par exemple, 19 % des hommes et 18 % des femmes éprouvant de la douleur chronique ont consulté un physiothérapeute au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête, comparativement à 7 % des hommes et des femmes qui généralement n'éprouvaient pas de douleur.

Bien-être

Comme on pouvait s'y attendre, les personnes éprouvant de la douleur chronique étaient moins susceptibles que celles qui généralement n'éprouvaient pas de douleur à faire une évaluation positive de leur bien-être (tableau 5). Alors que presque toutes (plus de 95 %) les personnes de 12 à 44 ans n'éprouvant pas de douleur chronique ont décrit leur santé comme étant bonne, très bonne ou excellente, les pourcentages sont considérablement inférieurs pour celles éprouvant de la douleur chronique, soit 80 % pour les hommes et 76 % pour les femmes. En outre, 23 % des personnes souffrant de douleur chronique ont déclaré que leur santé était moins bonne qu'elle ne l'était l'année précédente; cela a été le cas de 7 % des personnes n'éprouvant pas de douleur.

Les personnes souffrant de douleur chronique étaient moins susceptibles que celles n'éprouvant pas de douleur chronique d'être satisfaites de leur vie ou d'avoir un sentiment positif d'appartenance à la collectivité. Elles étaient plus susceptibles de percevoir la vie comme étant stressante et moins susceptibles de déclarer une bonne, très bonne ou excellente santé mentale.

Les troubles de l'humeur comme la dépression et la dysthymie ainsi que les troubles d'anxiété comme la phobie

Tableau 5
Prévalence du bien-être et des troubles de santé mentale et rapports de cotes corrigés, selon le sexe et la présence ou l'absence de douleur chronique, population à domicile de 12 à 44 ans, Canada, 2007-2008

	Hommes							Femmes						
	Nombre estimatif en milliers	%	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport de cotes corrigé‡	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Nombre estimatif en milliers	%	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport de cotes corrigé‡	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Autoévaluation de la santé positive														
Douleur chronique	537	80,4*	78,3	82,6	0,3*	0,2	0,3	661	76,4*	74,4	78,5	0,2*	0,1	0,2
Pas de douleur chronique†	6 381	95,7	95,3	96,1	1,0	…	…	6 164	96,4	96,1	96,7	1,0	…	…
État de santé autoévalué pire qu'il y a un an														
Douleur chronique	151	22,5*	20,1	25,0	3,4*	2,8	4,2	198	22,9*	20,8	24,9	2,7*	2,3	3,3
Pas de douleur chronique†	444	6,7	6,2	7,2	1,0	…	…	474	7,4	6,9	7,9	1,0	…	…
Satisfait de la vie en général														
Douleur chronique	549	82,2*	80,0	84,5	0,4*	0,3	0,5	711	82,4*	80,5	84,3	0,4*	0,4	0,5
Pas de douleur chronique†	6 235	93,6	93,2	94,1	1,0	…	…	6 001	94,0	93,6	94,4	1,0	…	…
Sentiment positif d'appartenance à la collectivité														
Douleur chronique	368	55,3*	52,5	58,1	0,8*	0,7	1,0	486	56,6*	54,3	59,0	0,8*	0,7	1,0
Pas de douleur chronique†	4 138	62,8	61,8	63,7	1,0	…	…	4 072	64,4	63,4	65,3	1,0	…	…
Stress perçu dans la vie														
Douleur chronique	242	37,1*	34,2	40,0	1,8*	1,5	2,1	343	40,6*	38,1	43,0	1,6*	1,5	1,9
Pas de douleur chronique†	1 233	20,4	19,6	21,2	1,0	…	…	1 375	23,7	22,8	24,5	1,0	…	…
Autoévaluation positive de la santé mentale														
Douleur chronique	584	87,6*	85,7	89,5	0,3*	0,2	0,4	748	86,3*	84,6	88,1	0,3*	0,3	0,4
Pas de douleur chronique†	6 439	96,6	96,3	97,0	1,0	…	…	6 170	96,5	96,2	96,9	1,0	…	…
Trouble d'anxiété														
Douleur chronique	56	8,3*	7,0	9,6	1,8*	1,4	2,4	156	18,0*	16,1	19,9	2,2*	1,8	2,6
Pas de douleur chronique†	199	3,0	2,7	3,3	1,0	…	…	384	6,0	5,6	6,5	1,0	…	…
Trouble de l'humeur														
Douleur chronique	81	12,1*	10,2	14,0	2,9*	2,2	3,9	177	20,5*	18,5	22,4	2,3*	1,9	2,8
Pas de douleur chronique†	196	2,9	2,6	3,2	1,0	…	…	383	6,0	5,6	6,4	1,0	…	…

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
‡ corrigé en fonction de l'âge, de l'état matrimonial, du ménage, du niveau de scolarité, de la race/culture, de la résidence en région urbaine/rurale, de l'arthrite, des problèmes de dos, de la migraine
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : Les données ayant été arrondies, certains rapports de cotes dont la borne de confiance supérieure est égale à 1,0, étaient statistiquement significatifs.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007-2008, fichier de 24 mois.

et le trouble panique sont relativement courants chez les personnes de 12 à 44 ans, particulièrement chez les femmes (tableau 2). La prévalence des troubles de l'humeur et d'anxiété est particulièrement élevée chez les personnes souffrant de douleur chronique (tableau 5). Par exemple, 21 % des femmes éprouvant de la douleur chronique étaient atteintes d'un trouble de l'humeur, et 18 %, d'un trouble d'anxiété; chez les femmes n'éprouvant pas de douleur, 6 % ont déclaré être atteintes d'un trouble de l'humeur et 6 %, d'un trouble d'anxiété.

Les relations entre la douleur chronique et les mesures du bien-être persistent après prise en compte des caractéristiques sociodémographiques et des problèmes de santé chroniques douloureux potentiellement confusionnels (tableau 5). Dans la plupart des cas, les associations entre la douleur et le bien-être sont présentes sans égard à l'intensité de la douleur (données non présentées).

Résumé

La douleur chronique est courante chez les jeunes Canadiens. Elle a des répercussions sur les activités quotidiennes, l'emploi, l'utilisation des soins de santé et le bien-être général et psychosocial. L'association entre la douleur chronique et les troubles de l'humeur et d'anxiété révélée dans la présente étude fait ressortir qu'il importe de suivre les personnes plus jeunes qui souffrent de douleur chronique afin de déceler l'apparition de ces troubles mentaux. ■

Références

1. D.C. Turk et R. Melzack, éds. *Handbook of Pain Assessment. Second Edition,* New York, The Guilford Press, 2001.
2. R. Melzak et P.D. Wall, *The Challenge of Pain*, Markham, Penguin Books, 1988.
3. H. Breivik, B. Collett, V. Ventafridda *et al.*, « Survey of chronic pain in Europe: Prevalence, impact on daily life, and treatment », *European Journal of Pain*, 10(4), 2006, p. 287-333. Doi : 10.1016/j.ejpain.2005.06.009.
4. A. Roth-Isigkeit, U. Thyen, H. Stöven *et al.*, « Pain among children and adolescents: Restrictions in daily living and triggering factors », *Pediatrics*, 115(2), 2005, p. e152-e162, disponible à l'adresse www.pediatrics.org (consulté le 14 octobre 2009). Doi : 10.1542/peds.2004-0682.
5. A.G. Cosby, H.C. Hitt, T. Thornton-Neaves *et al.*, « Profiles of pain in Mississippi : Results from the Southern Pain Prevalence Study », *Journal of Mississippi State Medical Association*, 46(10), 2005, p. 301-309.
6. P. Karoly et L.S. Ruehlman, « Psychosocial aspects of pain-related life task interference: An exploratory analysis in a general population sample », *Pain Medicine*, 8(7), 2007, p. 563-572. Doi : 10.1111/j.1526-463 7.2006.00230.x.
7. P. Côté, V. Kristman, M. Vidmar *et al.*, « The prevalence and incidence of work absenteeism involving neck pain », *Spine*, 33(4suppl.), 2008, p. S192-S198.
8. W.F. Stewart, J.A. Ricci, E. Chee *et al.,* « Lost productive time and cost due to common pain conditions in the US workforce », *Journal of the American Medical Association*, 290(18), 2003, p. 2443-2454. Doi : 10.1001/jama.290.18.2443.
9. A. Mailis-Gagnon, B. Yegneswaran, S.F. Lakha *et al.,* « Pain characteristics and demographics of patients attending a university-affiliated pain clinic in Toronto, Ontario », *Pain Research and Management*, 12(2), 2007, p. 93-99.
10. A. Neville, R. Peleg, Y. Singer *et al.*, « Chronic pain: a population-based study », *Israel Medical Association Journal*, 10, 2008, p. 676-680.
11. G.E. Ratcliffe, M.W. Enns, S.L. Belik et J. Sareen, « Chronic pain conditions and suicidal ideation and suicide attempts: An epidemiologic perspective », *Clinical Journal of Pain*, 24(3), 2008, p. 204-210.
12. W.J. Millar, « La douleur chronique », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 51-58 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
13. P.T. Mäntyselkä, J.H.O. Turunen, R.S. Ahonen *et al.*, « Chronic pain and poor self-rated health », *Journal of the American Medical Association*, 290(18), 2003, p. 2435-2442. Doi : 10.001/jama.290.18.2435.
14. T. Rustoen, A. Klopstad Wahl, B.R. Hanestad *et al.*, « Age and the experience of chronic pain. Differences in health and quality of life among younger, middle-aged and older adults », *Clinical Journal of Pain*, 21(6), 2005, p. 513-523.
15. A.M. Briggs, A.J. Smith, L.M. Straker et P. Bragge, « Thoracic spine pain in the general population: Prevalence, incidence and associated factors in children, adolescents and adults. A systematic review », *BMC Musculoskeletal Disorders*, 10, 2009, p. 77. Doi : 10.1186/1471.2474-10-77.
16. D.A. Tripp, J.C. Nickel, S. Ross *et al.*, « Prevalence, symptom impact and predictors of chronic prostatitis-like symptoms in Canadian males aged 16 to 19 years », *British Journal of Urology International*,103(8), 2008, p. 1080-1084. Doi : 10.1111/j.1464-410x.2008.08157.x.
17. C.L. Hill, T.K. Gill, H.B. Menz et A.W. Taylor, « Prevalence and correlates of foot pain in a population-based study: the North West Adelaide health study », *Journal of Foot and Ankle Research*, 1, 2008, p. 2. Doi : 10.1186/1757-1146-1-2.
18. C.R. Green, T.A. Baker, Y. Sato *et al.*, « Race and chronic pain: A comparative study of young black and white Americans presenting for management », *Journal of Pain*, 4(4), 2003, p. 176-183. Doi : 10.1016/51526-5900(02)65013-8.
19. B.A. Hastie, J.L. Riley et R.B. Fillingim, « Ethnic differences and responses to pain in healthy young adults », *Pain Medicine*, 6(1), 2005, p. 61-71.
20. J.A. Kopec et E.C. Sayre, « Work-related psychosocial factors and chronic pain: a prospective cohort study in Canadian workers », *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 46(12), 2004, p. 1263-1271. Doi : 10.1097/01.jom.0000147230.29859.69.
21. A. van Dijk, P.A. Mcgrath, W. Pickett et E.G. VandenKerkhof, « Pain prevalence in nine- to 13-year-old school children », *Pain Research and Management*, 11(4), 2006, p. 234-240.
22. 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).
23. 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.
24. A.M. Elliott, B.H. Smith, K.I. Penny *et al.*, « The epidemiology of chronic pain in the community », *Lancet*, 354, 1999, p. 1248-1252.
25. J. Eriksen, M.K. Jensen, P. Sjøgren *et al.*, « Epidemiology of chronic non-malignant pain in Denmark », *Pain*, 106, 2003, p. 221-228. Doi : 10.1016/S0304-3959(03)00225-2.

Annexe

Tableau A
Certaines caractéristiques de l'échantillon étudié, population à domicile de 12 à 44 ans, Canada, 2007-2008

	Taille de l'échantillon	Nombre estimatif en milliers	%
Total	**57 660**	**14 607**	**100,0**
Douleur chronique			
Non	51 147	13 062	89,5
Oui	6 472	1 536	10,5
Données manquantes	41	...	...
Intensité de la douleur			
Pas de douleur chronique	51 147	13 062	89,5
Faible	2 314	560	3,8
Moyenne	3 285	774	5,3
Forte	834	193	1,3
Données manquantes	80	...	...
Sexe			
Hommes	27 325	7 340	50,3
Femmes	30 335	7 267	49,7
Groupe d'âge			
12 à 17 ans	10 660	2 459	16,8
18 à 24 ans	9 983	2 952	20,2
25 à 34 ans	17 610	4 396	30,1
35 à 44 ans	19 407	4 801	32,9
État matrimonial (personnes de 25 à 44 ans)			
Célibataire (jamais marié(e))	10 145	2 276	24,8
Marié(e)/en union de fait	23 822	6 312	68,7
Séparée(e)/divorcé(e)/veuf(ve)	3 004	599	6,5
Données manquantes	46	...	...
Niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage			
Pas de diplôme d'études secondaires	2 384	431	3,3
Diplôme d'études secondaires	5 487	1 243	9,6
Études postsecondaires partielles	3 223	805	6,2
Diplôme d'études postsecondaires	40 423	10 508	80,9
Données manquantes	6 143	...	...
Groupe racial/culturel			
Blanc	45 556	10 743	75,5
Autochtone hors réserve	4 280	621	4,4
Autre (origines raciales/culturelles multiples incluses)	6 504	2 870	20,2
Données manquantes	1 320	...	...
Résidence			
Région urbaine	43 814	12 232	83,7
Région rurale	13 846	2 375	16,3

... n'ayant pas lieu de figurer
Notes : Sont exclues 1 062 personnes ayant participé à l'enquête par personne interposée. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007-2008, fichier de 24 mois.



PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES
DISPONIBLES À

www.statcan.gc.ca

Vaccination contre la grippe H1N1

par Heather Gilmour et Nancy Hofmann

Résumé
Les premiers résultats (janvier à avril) de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2010 montrent qu'environ 41 % des Canadiens (excluant ceux des territoires) de 12 ans et plus avaient été vaccinés contre la grippe H1N1 en avril 2010. Les pourcentages étaient plus élevés dans les provinces atlantiques, au Québec et en Saskatchewan que pour l'ensemble du Canada. Les pourcentages de femmes et de personnes de 45 ans et plus qui s'étaient fait vacciner étaient relativement élevés, tandis que le pourcentage d'immigrants qui l'avaient fait était relativement faible. L'appartenance à un groupe prioritaire (travailleur de la santé, présence d'enfants de moins de cinq ans dans le ménage ou existence d'un problème de santé chronique susceptible d'accroître le risque de complications de la grippe H1N1) augmentait la probabilité de la vaccination. Les antécédents de vaccination contre la grippe saisonnière et le fait d'avoir un médecin de famille étaient également des facteurs associés à la vaccination contre la grippe H1N1. Près des trois quarts des personnes qui n'avaient pas été vaccinées ont dit qu'elles ne pensaient pas que cela était nécessaire.

Mots-clés
Immunisation, influenza, pandémie, santé publique.

Auteures
Heather Gilmour (1-613-951-2114; Heather.Gilmour@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé et Nancy Hofmann (1-613-951-0789; Nancy.Hofmann@statcan.gc.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Le virus de la grippe H1N1, une nouvelle souche d'influenza contre laquelle la plupart des gens n'ont aucune immunité naturelle, a fait son apparition en avril 2009[1]. En juin de cette année-là, l'Organisation mondiale de la santé (OMS) annonçait le début de la pandémie de grippe de 2009[2] et faisait passer l'alerte à la pandémie à la phase 6, le niveau le plus élevé. La phase 6 se caractérise par des flambées persistantes causées par un même virus dans au moins deux pays d'une région de l'OMS et dans au moins un pays d'une autre région de l'OMS. Un an plus tard, 214 pays avaient signalé des cas de grippe H1N1 et plus de 18 000 décès dus au virus avaient été enregistrés mondialement[3]. Au Canada, 428 personnes ont succombé au virus H1N1 et des milliers d'autres ont été infectés[4]. En août 2010, l'OMS annonçait que le monde était « désormais entré dans la période postpandémique »[5].

La prévention par la vaccination fait partie intégrante de la réponse des services de santé publique à la grippe pandémique[6]. L'Agence de la santé publique du Canada a informé les Canadiens que le vaccin antivirus H1N1 était le meilleur moyen de se protéger personnellement et de protéger des tiers contre l'infection[7]. Le gouvernement fédéral a surveillé l'achat du vaccin et sa distribution aux provinces, mais il incombait en fin de compte à chaque gouvernement provincial de décider comment il serait administré dans sa sphère de compétence[8]. À l'automne 2009, des cliniques de vaccination ont commencé à

Les données

Les estimations sont fondées sur des données recueillies dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2010 entre janvier et avril 2010. L'ESCC a pour champ d'observation la population à domicile de 12 ans et plus de toutes les provinces. Sont exclus les membres des Forces canadiennes, les résidents des réserves indiennes, des établissements et de certaines régions éloignées, ainsi que les résidents civils et militaires des bases des Forces canadiennes. Les données ont été recueillies par interview téléphonique (63,6 %) et sur place (36,4 %) auprès d'un échantillon de 20 855 personnes. Le taux de réponse était de 73,1 %.

On a demandé aux participants à l'enquête : « Avez-vous reçu le vaccin contre la grippe H1N1? ». À ceux qui ne l'avaient pas reçu, on a demandé : « Pour quelles raisons n'avez-vous pas reçu le vaccin contre la grippe H1N1? ». L'intervieweur a lu une liste de raisons qui comprenait : « Vous n'avez pas eu le temps de vous en occuper », « Vous ne pensiez pas que cela était nécessaire », « Votre médecin ne pensait pas que cela était nécessaire », « Le temps d'attente était trop long », « Mauvaise réaction au dernier vaccin ». Les catégories de réponse « service non disponible lorsqu'il était requis », « service non disponible dans la région » et « ne savait pas où aller/mal informé(e) » ont été regroupées dans la catégorie *Problèmes d'accès*. Les catégories « responsabilités personnelles ou familiales », « problème de transport » et « incapable de sortir de son domicile à cause d'un problème de santé » ont été regroupées sous la catégorie *Obstacles personnels*. Le nombre de personnes indiquant qu'elles n'avaient pas reçu le vaccin anti-H1N1 à cause d'un « problème de langue » ou du « coût » était trop faible pour être diffusé et ces personnes ont été incluses dans la catégorie *Autre*. Les participants à l'enquête pouvaient mentionner autant de raisons qu'ils le jugeaient pertinent. Les questions concernant la grippe H1N1 n'ont été posées qu'aux personnes qui répondaient en leur propre nom; les réponses par personne interposée n'ont pas été acceptées.

Afin de tenir compte du plan de sondage complexe de l'ESCC, les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance ont été estimés par la méthode du *bootstrap*[9,10]. Le seuil de signification statistique a été fixé à $p < 0,05$.

Les participants à l'enquête ont été répartis en cinq *groupes d'âge* : de 12 à 19 ans, de 20 à 44 ans, de 45 à 64 ans, de 65 à 84 ans, et 85 ans et plus.

La *province* correspond à la province de résidence au moment de l'entrevue. (L'information sur la vaccination contre la grippe H1N1 sera disponible pour les trois territoires quand les données recueillies pour l'année complète auront été traitées.)

Chez les personnes de 25 ans et plus, l'*état matrimonial* comprenait les catégories marié(e)/union de fait, séparé(e)/divorcé(e)/veuf(ve), et personne seule.

Le *plus haut niveau de scolarité dans le ménage* s'entend du plus haut niveau de scolarité atteint par au moins un membre du ménage, les catégories étant pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles et diplôme d'études postsecondaires.

Le *statut d'immigrant* est basé sur la citoyenneté canadienne 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 au Canada ont été classées dans la catégorie des immigrants.

Les *travailleurs de la santé* ont été identifiés en se basant sur le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) de 2002 : Services de soins ambulatoires (code 621), hôpitaux (622) et établissements de soins infirmiers et de soins pour bénéficiaires internes (623)[11]. La classification a été appliquée aux participants à l'enquête âgés de 15 à 75 ans ayant indiqué qu'ils avaient un emploi la semaine précédant l'entrevue de l'ESCC.

La catégorie *Enfants de 5 ans et moins dans le ménage* indique si un ou des enfants de ce groupe d'âge vivaient dans le ménage des participants à l'enquête âgés de 15 à 55 ans.

Pour repérer les *femmes enceintes*, on a demandé aux femmes de 15 à 49 ans participant personnellement à l'entrevue si elles étaient enceintes. Les données n'indiquent pas si les femmes enceintes participant à l'ESCC ont reçu la version du vaccin avec adjuvants ou celle sans adjuvants, qui était recommandée par l'OMS[12]. (Les adjuvants sont des substances ajoutées aux vaccins pour stimuler la réponse immunitaire.)

Les groupes prioritaires non examinés dans la présente étude comprenaient les personnes vivant dans des lieux ou collectivités éloignés et isolés, ainsi que les contacts dans le ménage et les fournisseurs de soins des personnes à haut risque[8].

Les personnes qui ont indiqué avoir reçu un diagnostic de diabète, de maladie cardiaque, d'asthme, de maladie pulmonaire chronique obstructive, de cancer, de maladie d'Alzheimer ou de démence, ou qui étaient classées dans la catégorie d'obésité (enfants de 12 à 17 ans) ou d'obésité de classe III (adultes) ont été considérées comme présentant des problèmes de santé leur faisant courir un *risque élevé de complications* en cas d'infection par le virus H1N1[13]. L'existence de problèmes de santé chroniques a été établie en demandant aux participants à l'enquête si un professionnel de la santé avait diagnostiqué chez eux un problème de santé qui avait duré, ou qui devait durer, au moins six mois. Les intervieweurs leur ont lu une liste de problèmes de santé.

L'indice de masse corporelle (IMC) a été calculé en divisant le poids autodéclaré exprimé en kilogrammes par le carré de la taille autodéclarée exprimée en mètres. Les adultes de 18 ans et plus dont l'IMC était égal ou supérieur à 40 ont été classés dans la catégorie d'obésité de classe III; les enfants de 12 à 17 ans ont été classés dans la catégorie d'obésité en s'appuyant sur les seuils d'IMC selon l'âge et le sexe définis par Cole et coll.[14].

La présence d'une maladie rénale, de troubles sanguins, d'une maladie hépatique ou du sida, qui sont tous considérés comme augmentant le risque de complications de la grippe H1N1, n'est pas déterminée dans le cadre de l'ESCC[15]. Les personnes souffrant de troubles neurologiques courent aussi un plus grand risque de complications, mais la seule maladie de cette catégorie observée dans l'ESCC était la maladie d'Alzheimer ou la démence. Les personnes dont le système immunitaire est affaibli, par exemple celles prenant des médicaments anticancéreux, sont également exposées à un plus grand risque; les données de l'ESCC permettaient d'identifier les personnes ayant déclaré avoir un cancer, mais non de déterminer si elles prenaient des médicaments anticancéreux.

Aux participants à l'enquête qui ont indiqué qu'ils avaient déjà reçu un *vaccin contre la grippe saisonnière*, on a demandé à quand remontait le dernier : moins d'un an; d'un an à moins de deux ans; deux ans ou plus; jamais.

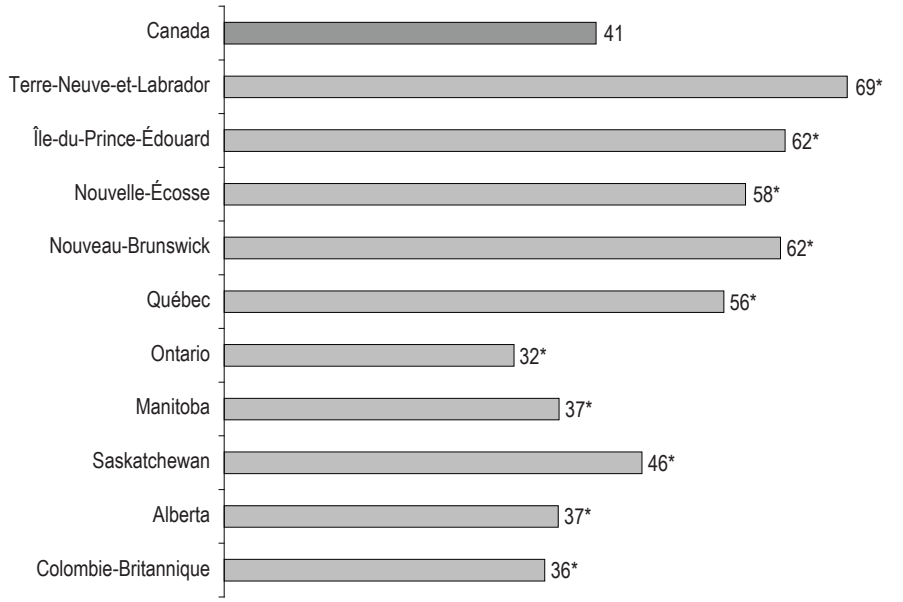
Pour savoir si les participants à l'enquête avaient un *médecin de famille*, on a posé la question « Avez-vous un médecin régulier? ».

Tableau 1
Pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe H1N1, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 2010

	Les deux sexes				Hommes				Femmes			
			Intervalle de confiance à 95 %				Intervalle de confiance à 95 %				Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristique	Nombre (milliers)	%	de	à	Nombre (milliers)	%	de	à	Nombre (milliers)	%	de	à
Total	**11 609**	**41 3**	**40 2**	**42 4**	**5 141**	**37 1**	**35 6**	**38 7**	**6 468**	**45,4***	**43,9**	**46,8**
Groupe d'âge												
12 à 19 ans	1 200	37,0‡	34,1	39,8	586	35,6	31,7	39,5	614	38,3‡	34,2	42,5
20 à 44 ans	3 673	32,2‡	30,6	33,8	1 542	26,9‡	24,6	29,1	2 131	37,6*‡	35,2	40,0
45 à 64 ans	4 193	45,2‡	43,0	47,4	1 891	41,0‡	37,8	44,2	2 302	49,4*‡	46,5	52,2
65 à 84 ans	2 326	60,9‡	58,7	63,1	1 053	60,7‡	57,5	64,0	1 273	61,0‡	58,2	63,8
85 ans et plus	217	62,1‡	56,3	68,0	70	61,8‡	51,6	72,0	148	62,3‡	54,9	69,8
État matrimonial (25 ans et plus)												
Marié(e)/union de fait†	7 232	45,5	43,9	47,2	3 454	42,3	40,1	44,6	3 778	48,9*	46,7	51,1
Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e)	1 609	48,3	45,5	51,1	456	43,5	39,1	47,9	1 153	50,6*	47,0	54,1
Personne seule	1 086	32,7‡	29,8	35,7	467	26,1‡	22,1	30,1	619	40,4*‡	36,2	44,6
Plus haut niveau de scolarité dans le ménage												
Pas de diplôme d'études secondaires†	865	49,9	46,7	53,1	345	46,6	41,9	51,3	520	52,4	48,1	56,7
Diplôme d'études secondaires	1 007	36,7‡	33,7	39,7	412	31,0‡	26,9	35,1	595	42,1*‡	37,9	46,3
Études postsecondaires partielles	479	32,7‡	28,5	36,9	174	26,5‡	21,3	31,7	305	37,7*‡	31,0	44,5
Diplôme d'études postsecondaires	8 477	42,3‡	40,9	43,6	3 850	38,7‡	36,8	40,6	4 627	45,8*‡	43,9	47,6
Statut d'immigrant												
Immigrant(e)	2 410	37,6‡	35,0	40,3	1 084	34,6	30,9	38,2	1 326	40,6*‡	37,0	44,1
Non-immigrant(e)†	8 928	42,4	41,3	43,6	3 924	37,8	36,2	39,5	5 004	46,9*	45,3	48,5
Travailleur de la santé (15 à 75 ans)												
Oui	1 101	65,9‡	60,8	70,9	196	62,8‡	49,2	76,4	905	66,6‡	61,2	71,9
Non†	5 200	34,8	33,3	36,3	2 780	32,9	30,9	34,9	2 420	37,3*	35,0	39,5
Enfants de 5 ans et moins dans le ménage (15 à 55 ans)												
Oui	1 405	44,0‡	40,7	47,3	605	39,3‡	34,3	44,3	800	48,4*‡	43,9	52,8
Non†	5 064	32,9	31,4	34,4	2 217	28,4	26,4	30,4	2 846	37,6*	35,4	39,8
Femme enceinte (15 à 49 ans)												
Oui	…	…	…	…	…	…	…	…	129	47,2	37,4	39,9
Non†	…	…	…	…	…	…	…	…	2 907	37,8	35,6	57,0
Risque élevé de complications§												
Oui	3 142	54,8‡	52,6	57,1	1 455	51,2‡	47,7	54,6	1 687	58,5*‡	55,6	61,5
Non†	8 110	37,8	36,6	39,0	3 616	33,4	31,7	35,2	4 494	42,2*	40,5	43,8
Vaccin contre la grippe saisonnière												
Datant de moins d'un an	5 105	76,2‡	74,3	78,1	2 222	75,6‡	72,6	78,7	2 883	76,6‡	74,4	78,8
Datant d'un an à moins de deux ans	1 341	50,3‡	46,7	53,8	585	48,0‡	42,7	53,3	756	52,2‡	47,5	56,8
Datant de deux ans et plus	810	23,1‡	20,2	25,9	349	19,9‡	15,9	24,0	462	26,1*‡	22,2	30,1
Jamais	4 258	28,3‡	26,9	29,8	1 942	24,8‡	22,9	26,7	2 316	32,2*‡	30,0	34,4
A un médecin de famille												
Oui	10 503	43,9‡	42,7	45,1	4 530	40,4‡	38,6	42,2	5 973	47,1*‡	45,5	48,6
Non†	1 101	26,4	24,1	28,7	610	23,3	20,2	26,4	491	31,7*	27,5	35,8
Province												
Terre-Neuve-et-Labrador	301	69,2‡	63,8	74,6	131	63,5‡	55,4	71,5	170	74,4*‡	68,5	80,2
Île-du-Prince-Édouard	75	62,3‡	56,3	68,3	32	55,9‡	46,5	65,2	43	68,2*‡	60,5	76,0
Nouvelle-Écosse	455	57,9‡	53,8	62,1	198	52,2‡	46,4	58,0	258	63,3*‡	57,2	69,3
Nouveau-Brunswick	384	61,8‡	57,5	66,1	168	55,5‡	48,9	62,2	216	67,8*‡	62,5	73,0
Québec	3 678	55,5‡	53,2	57,8	1 640	50,3‡	46,7	54,0	2 038	60,6*‡	57,5	63,6
Ontario	3 531	32,2‡	30,3	34,0	1 540	28,7‡	26,1	31,3	1 991	35,5*‡	32,9	38,0
Manitoba	356	37,2‡	33,2	41,2	171	36,6	30,7	42,6	185	37,7‡	31,4	44,0
Saskatchewan	377	46,4‡	42,5	50,4	168	41,6	37,1	46,2	209	51,2*	44,8	57,6
Alberta	1 103	37,1‡	33,9	40,2	470	30,7‡	26,7	34,7	633	43,8*	39,0	48,6
Colombie-Britannique	1 347	35,6‡	32,8	38,4	622	33,3‡	29,4	37,2	725	37 9‡	34 0	41 8

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes ($p < 0,05$)
‡ valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$); si la catégorie de référence n'est pas indiquée, l'estimation est comparée au total
§ personnes souffrant d'une maladie chronique pouvant leur faire courir un risque élevé de complications de la grippe H1N1 : maladie cardiaque, diabète, asthme, maladie pulmonaire obstructive chronique, maladie d'Alzheimer ou démence, cancer, toute catégorie d'obésité pour le groupe des 12 à 17 ans et obésité de classe III pour les adultes de 18 ans et plus
... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2010, fichier partiel (de janvier à avril 2010).

Figure 1
Pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe H1N1, selon la province, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2010



* valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada (p < 0,05)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2010, fichier partiel (de janvier à avril 2010).

offrir le vaccin aux Canadiens dans tout le pays.

Fondée sur des données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2010, la présente étude examine l'acceptation du vaccin antiviral H1N1. Sont analysées les caractéristiques sociodémographiques, l'appartenance ou non à un groupe prioritaire et l'utilisation des services de santé par les personnes qui ont été vaccinées, ainsi que les raisons de ne pas se faire vacciner.

Quatre sur dix

En avril 2010, environ 41 % des Canadiens de 12 ans et plus vivant dans les dix provinces (11,6 millions) avait été vaccinés contre la grippe H1N1 (tableau 1). Des données allant jusqu'à la fin de janvier 2010 révèlent des taux plus faibles pour les Américains, soit 37 % des jeunes de 6 mois à 17 ans et 20 % des adultes[9]. Le pourcentage de Canadiens vaccinés contre la grippe H1N1 était supérieur au pourcentage de ceux qui se font habituellement vacciner contre la grippe saisonnière (32 % en 2007 et en 2008)[16]. En revanche, durant la saison grippale de 2009-2010, les adultes américains étaient plus susceptibles d'avoir été vaccinés contre la grippe saisonnière (39 %) que contre la grippe H1N1 (20 %)[17].

Le pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe H1N1 était supérieur à la moyenne nationale (41 %) dans six provinces, à savoir Terre-Neuve-et-Labrador (69 %), l'Île-du-Prince-Édouard (62 %), la Nouvelle-Écosse (58 %), le Nouveau-Brunswick (62 %), le Québec (56 %) et la Saskatchewan (46 %) (figure 1, tableau 1). En Colombie-Britannique (36 %), en Alberta (37 %), au Manitoba (37 %) et en Ontario (32 %), les pourcentages étaient inférieurs à la moyenne nationale.

Caractéristiques sociodémographiques

Au Canada, les femmes étaient plus susceptibles que les hommes de déclarer avoir été vaccinées contre la grippe H1N1 – 45 % contre 37 % (tableau 1). Par contre, en Australie[18], en Grèce[19] et en France[20], les femmes étaient *moins* susceptibles que les hommes d'indiquer qu'elles *avaient l'intention* de recevoir le vaccin anti-H1N1, tandis que des études menées aux Pays-Bas[21] et en Malaisie[22] n'ont révélé aucun écart significatif entre les hommes et les femmes quant à l'intention de se faire vacciner. Cependant, les intentions ne reflètent pas nécessairement le comportement ultime et pourraient changer durant une pandémie ou être influencées par des questions culturelles, la couverture médiatique ou les campagnes de promotion du vaccin[19,22].

Par comparaison à la grippe saisonnière[2,23,24], le virus H1N1 affectait un groupe beaucoup plus jeune de la population, peut-être parce que les personnes plus âgées bénéficiaient d'une immunité préexistante due à une exposition antérieure à des souches H1N1 ou qu'elles avaient moins de contacts avec les groupes plus jeunes[2,25]. Néanmoins, le profil d'âge de la vaccination contre la grippe H1N1 était analogue à celui de la vaccination contre la grippe saisonnière[16,26-28], le pourcentage de personnes immunisées augmentant en général avec l'âge : environ 45 % chez les 45 à 64 ans et un peu plus de 60 % chez les 65 ans et plus. Cela pourrait tenir, dans une certaine mesure, au fait que les personnes âgées étaient plus susceptibles que les personnes plus jeunes d'avoir des problèmes de santé chroniques leur faisant courir un risque de complications dues à l'infection par le virus H1N1 (données non présentées).

Les personnes seules étaient moins susceptibles d'avoir été vaccinées que celles ayant un ou une partenaire, association qui persistait même après avoir tenu compte de la structure par âge généralement plus jeune chez les personnes seules (données non présentées).

Les membres des ménages ne comptant aucun titulaire d'un diplôme d'études secondaires étaient plus susceptibles d'avoir été vaccinés (50 %) que ceux des ménages dont le

niveau de scolarité était plus élevé. Toutefois, l'association apparente entre le niveau de scolarité et la vaccination contre la grippe H1N1 ne persistait pas dans l'analyse multivariée comportant des variables de contrôle pour les caractéristiques sociodémographiques, l'appartenance à un groupe prioritaire et l'utilisation des services de santé (données non présentées).

Les immigrants étaient moins susceptibles que les non-immigrants d'avoir été vaccinés, soit 38 % contre 42 %.

Groupes prioritaires

Bien que le gouvernement du Canada se soit procuré suffisamment de vaccins anti-H1N1 pour tous les Canadiens, la vaccination précoce a été accordée en priorité à certaines populations[7,13]. Les groupes prioritaires que les données de l'ESCC permettent d'évaluer sont les travailleurs de la santé, les enfants de 6 mois à 5 ans, les femmes enceintes et les personnes souffrant de certains problèmes de santé chroniques.

La vaccination des travailleurs de la santé aide à réduire la transmission du virus aux patients chez lesquels la grippe risque d'avoir des complications[29,30]. Les travailleurs de la santé étaient près de deux fois plus susceptibles que les autres Canadiens d'avoir reçu un vaccin anti-H1N1, soit 66 % contre 35 % (tableau 1). Aux États-Unis, le pourcentage de travailleurs de la santé vaccinés était nettement plus faible, soit 37 %[31].

Les enfants de 6 mois à 5 ans ne faisaient pas partie du champ d'observation de l'ESCC, mais il était possible de repérer les participants à l'enquête qui vivaient dans un ménage ayant des enfants de ce groupe d'âge. Ces personnes étaient plus susceptibles d'avoir été vaccinées contre la grippe H1N1 que celles ne vivant pas avec de jeunes enfants (44 % contre 33 %) (tableau 1). De même, une étude menée en France[20] a révélé une plus grande acceptation du vaccin anti-H1N1 par les ménages où vivait un enfant que par ceux où il n'en vivait aucun. Toujours selon l'étude française, un faible pourcentage seulement (4 %) de parents déclarant qu'ils accepteraient la vaccination contre la grippe H1N1 pour eux-mêmes la refuseraient pour leurs enfants. Si la même relation existe au Canada, la majorité des personnes ayant des enfants de moins de 5 ans dans le ménage qui ont reçu le vaccin contre la grippe H1N1 ont veillé à ce que leurs jeunes enfants le reçoivent également.

Bien que le pourcentage de femmes enceintes vaccinées contre la grippe H1N1 dépassait celui de femmes non enceintes (47 % contre 38 %), l'écart n'était pas statistiquement significatif.

L'existence de problèmes de santé chroniques (voir *Les données*) accroît le risque de complications dues à la grippe H1N1[15]. Les personnes présentant ce genre de problèmes de santé étaient plus susceptibles d'avoir été vaccinées que celles n'en souffrant pas (55 % contre 38 %).

Utilisation des services de santé

Les personnes qui se font vacciner chaque année contre la grippe ou qui ont un médecin de famille pourraient avoir des attitudes et des pratiques en matière de soins de santé qui les prédisposaient à se faire vacciner contre le virus H1N1. En fait, 76 % des Canadiens qui avaient été vaccinés contre la grippe saisonnière l'année précédente et la moitié (50 %) de ceux qui l'avaient été un ou deux ans auparavant avaient reçu le vaccin anti-H1N1, par comparaison à 23 % de ceux dont le dernier vaccin antigrippal remontait à plus de deux ans et à 28 % de ceux qui n'avaient jamais été vaccinés contre la grippe.

Tableau 2
Raisons de ne pas être vacciné contre la grippe H1N1, population à domicile de 12 ans et plus qui n'était pas vaccinée, Canada, territoires non compris, 2010

	Les deux sexes				Hommes				Femmes			
			Intervalle de confiance à 95 %				Intervalle de confiance à 95 %				Intervalle de confiance à 95 %	
Raison	Nombre (milliers)	%	de	à	Nombre (milliers)	%	de	à	Nombre (milliers)	%	de	à
Ne pensait pas que c'était nécessaire	12 137	74,2	72,8	75,6	6 525	75,7	73,8	77,7	5 612	72,5*	70,6	74,4
N'a pas eu le temps de s'en occuper	2 088	12,8	11,7	13,8	1 208	14,0	12,5	15,6	879	11,4*	10,0	12,7
Peur	1 067	6,5	5,8	7,3	413	4,8	3,8	5,7	654	8,5*	7,4	9,6
Problèmes d'accès	555	3,4	2,9	3,9	290	3,4	2,6	4,1	265	3,4	2,7	4,2
Pas nécessaire selon le médecin	385	2,4	1,9	2,8	154	1,8	1,2	2,4	231	3,0*	2,3	3,6
Temps d'attente trop long	347	2,1	1,7	2,6	228	2,7	1,9	3,4	119	1,5*	1,1	2,0
Mauvaise réaction au dernier vaccin contre la grippe	342	2,1	1,7	2,5	119[E]	1,4[E]	0,9	1,9	223	2,9*	2,1	3,7
Obstacles personnels	186	1,1	0,9	1,4	81[E]	0,9[E]	0,6	1,3	105	1,4	0,9	1,8
Autre	501	3,1	2,5	3,6	247	2,9	2,0	3,7	255	3,3	2,6	4,0

* valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes ($p < 0,05$)
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Les participants à l'enquête pouvaient donner plus d'une raison.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2010, fichier partiel (de janvier à avril 2010).

Environ quatre Canadiens sur dix (44 %) ayant un médecin de famille ont été vaccinés par comparaison à 26 % de ceux n'en ayant pas. Les données n'indiquent pas si les participants à l'enquête ont demandé l'avis de leur médecin au sujet du vaccin anti-H1N1. Toutefois, selon une enquête menée auprès des médecins de famille et des pédiatres canadiens, 75 % d'entre eux avaient l'intention de recommander le vaccin à leurs patients[32].

Pourquoi pas?

La majorité des Canadiens de 12 ans et plus – 59 % ou 16,5 millions – ne se sont pas fait vacciner contre le virus H1N1. La raison avancée le plus fréquemment était « Ne pensais pas que cela était nécessaire », mentionnée par 74 % des personnes non vaccinées (tableau 2). Ce chiffre est en harmonie avec les résultats d'un petit sondage mené par le Strategic Counsel[33], qui a constaté que 67 % des Canadiens ne craignaient pas d'attraper la grippe H1N1 et que 78 % estimaient que les médias avaient exagéré la menace. Un sondage EKOS indiquait que 53 % des Canadiens estimaient que le degré de préoccupation au sujet du virus H1N1 était exagéré, étant donné le niveau de risque[34]. Des études attitudinales menées dans d'autres pays ont également indiqué que les raisons principales de ne pas avoir l'intention de se faire vacciner étaient la conviction que la maladie ne posait pas de menace grave[35] ou que la vaccination n'était pas nécessaire[18,36].

Les hommes étaient plus susceptibles que les femmes de ne pas obtenir le vaccin anti-H1N1 parce qu'ils « ne pensaient pas que cela était nécessaire » (76 % contre 73 %). Chez le groupe des 85 ans et plus, cette raison était mentionnée par un pourcentage plus faible de personnes, soit 60 % (données non présentées). Le pourcentage de non-vaccinés qui ont déclaré ne pas penser que la vaccination était nécessaire variait d'environ les deux tiers en Nouvelle-Écosse, au Nouveau-Brunswick et au Manitoba à 80 % au Québec (données non présentées).

Ne pas encore avoir eu le temps de s'en occuper était la deuxième raison, par ordre décroissant, de ne pas être vacciné mentionnée le plus fréquemment, avancée par 13 % des Canadiens n'ayant pas reçu le vaccin anti-H1N1. Les hommes étaient plus susceptibles que les femmes de donner cette raison (soit 14 % contre 11 %).

La peur était mentionnée comme raison par 7 % des personnes qui ne s'étaient pas fait vacciner contre le virus H1N1. Les femmes étaient plus susceptibles que les hommes de faire cette déclaration (9 % contre 5 %). La nature de la peur n'était pas spécifiée, mais des études réalisées dans d'autres pays ont révélé des craintes quant à l'innocuité du vaccin et à ses effets secondaires[17-20,35,37-39].

Relativement peu de personnes non vaccinées (3 % ou moins) ont donné comme raison des problèmes d'accès (p. ex., non disponible au moment requis, non disponible dans la région, ne savait pas où aller), le fait que la vaccination n'était pas nécessaire selon le médecin, les longues périodes d'attente, une mauvaise réaction antérieure ou des obstacles personnels (responsabilités familiales, incapacité à quitter la maison à cause d'un problème de santé ou problème de transport) (tableau 2).

Conclusion

Les renseignements fournis dans le présent article au sujet des personnes qui ont et n'ont pas été vaccinées contre la grippe H1N1 faciliteront l'évaluation du programme, la planification des services de santé publique et le ciblage des messages au sujet de la vaccination si une autre pandémie survenait. La province de résidence, les caractéristiques sociodémographiques, l'appartenance à un groupe prioritaire et certains facteurs d'utilisation des services de santé étaient associés à la probabilité de recevoir le vaccin anti-H1N1. Comme dans d'autres études, la conviction que la vaccination n'était pas nécessaire était la raison la plus fréquente de la non-vaccination. ■

Références

1. Agence de la santé publique du Canda, Renseignements clés sur le virus de la grippe H1N1, Ottawa, 9 décembre 2009, disponible à l'adresse http://www.phac-aspc.gc.ca/alert-alerte/h1n1/fs-fr_h1n1-fra.php (consulté le 6 juillet 2010).
2. Organisation mondiale de la Santé, « Virus de la grippe pandémique A (H1N1) 2009 – synthèse épidémiologique, Ontario (Canada), juin 2009 », *Relevé épidémiologique hebdomadaire,* 84(47), 2009, p. 485-492.
3. Organisation mondiale de la Santé (programme Alerte et action au niveau mondial [GAR]), *Pandemic (H1N1) 2009 – update 105* [en anglais], le 18 juin 2010, Genève, Organisation mondiale de la Santé, disponible à l'adresse http://www.who.int/csr/don/2010_06_18/en/index.html (consulté le 23 juin 2010).
4. Agence de la santé publique du Canada, « Sommaire de la surveillance de l'influenza du 25 avril au 1er mai 2010 (Semaine de déclaration 17) », *Surveillance de l'influenza,* Ottawa, disponible à l'adresse http://www.phac-aspc.gc.ca/fluwatch/09-10/w17_10/index-fra.php (affiché le 7 mai 2010; consulté le 18 août 2010).
5. Organisation mondiale de la Santé, Recommandations de l'OMS relatives à la période postpandémique, Pandémie de grippe A (H1N1) 2009 : actualités en bref Nº 23, disponible à l'adresse http://www.who.int/csr/disease/swineflu/notes/briefing-20100810/fr/print.html (consulté le 27 août 2010).
6. Gouvernement du Canada, *Plan canadien de lutte contre la pandémie d'influenza pour le secteur de la santé, 2006* (Cat. n° HP40-10/2006F-PDF), Ottawa, Sa Majesté la Reine du Chef du Canada (2006).
7. Agence de la santé publique du Canada, *Examiner les options – Contracter la grippe, se faire vacciner contre la grippe ou prendre des antiviraux,* Ottawa, disponible à l'adresse http://www.phac-aspc.gc.ca/alert-alerte/h1n1/vacc/pdf/options-fra.pdf (consulté le 8 juillet 2010).
8. Agence de la santé publique du Canada, *Questions fréquentes – Virus H1N1,* Ottawa, disponible à l'adresse http://www.phac-aspc.gc.ca/alert-alerte/h1n1/faq/faq_rg_h1n1-fvv-fra.php (consulté le 13 juillet 2010).

9. 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).
10. 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.
11. Statistique Canada, *Le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) 2002 – Canada,* disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/subjects-sujets/standard-norme/naics-scian/2002/naics-scian02l-fra.htm (mis à jour le 12 mai 2002; consulté le 31 mai 2010).
12. Organisation mondiale de la Santé (Groupe stratégique consultatif d'experts (SAGE) de la vaccination), « Rapport de la réunion extraordinaire sur la pandémie 2009 de grippe A (H1N1) – 7 juillet 2009 », *Relevé épidémiologique hebdomadaire,* 84(30), 2010, p. 301-308.
13. Agence de la santé publique du Canada, *Information – Virus de la grippe H1N1 et personnes souffrant de problèmes de santé chroniques,* Ottawa, disponible à l'adresse http:www.phac-aspc.gc.ca/alert-alerte/h1n1/fs-fi-chronic-chronique-fra.php (mis à jour le 22 juin 2010; consulté le 7 juillet 2010).
14. T.J. Cole, M.C. Bellizzi, K.M. Flegal et W.H. Dietx, « Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: International survey », *British Medical Journal,* 320(7244), 2000, p. 1240-1243.
15. Centers for Disease Control and Prevention (CDC), « Interim results: state-specific influenza A(H1N1) 2009 monovalent vaccination coverage – United States. October 2009 – January 2010 », *Morbidity & Mortality Weekly Report,* 59(12), 2010, p. 363-368.
16. Statistique Canada, « Vaccination contre la grippe 2008 », *Feuillets d'information sur la santé,* Ottawa, 2009, disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/pub/82-625-x/2010001/article/11105-fra.htm (consulté le 6 juillet 2010).
17. J. Maurer, L. Uscher-Pines et K.M. Harris, « Perceived seriousness of seasonal and A(H1N1) influenzas, attitudes toward vaccination, and vaccine uptake among U.S. adults: Does the source of information matter? », *Preventive Medicine* 2010, doi:10.1016/j.ypmed.2010.05.008.
18. K. Eastwood, D.N. Durrheim, A. Jones et M. Butler, « Acceptance of pandemic (H1N1) 2009 influenza vaccination by the Australian public », *Medical Journal of Australia,* 192(1), 2010, p. 33-36.
19. V. Sypsa, T. Livanios, M. Psichogiou *et al.,* « Public perceptions in relation to intention to receive pandemic influenza vaccination in a random population sample: evidence from a cross-sectional telephone survey », *European Surveillance*, 14(49), 2009, pii=19437 [http://www.eurosurveillance.org/ViewArticle.aspx?ArticleId=19437].
20. M. Schwarzinger, R. Flicoteaux, S. Cortarenoda *et al.,* « Low acceptability of A/H1N1 pandemic vaccination in French adult population: Did public health policy fuel public dissonance? », *PLoS ONE,* 5(4), 2010, p. e10199, doi:10.1371/journal.pone.0010199.
21. E.A.M. Zijtregtop, J. Wilschut, N. Koelma *et al.,* « Which factors are important in adults' uptake of a (pre)pandemic influenza vaccine », *Vaccine,* 28(1), 2010, p. 207-227.
22. L.P. Wong et I. Sam, « Factors influencing the uptake of 2009 H1N1 influenza vaccine in a multiethnic Asian population », *Vaccine,* 28(28), 2010, p. 4499-4505.
23. J.K. Louie, M. Acosta, K. Winter *et al.,* « Factors associated with death or hospitalization due to pandemic 2009 influenza A(H1N1) infection in California », *Journal of the American Medical Association,* 302(17), 2009, p. 1896-1902.
24. Novel Swine-Origin Influenza A (H1N1) Virus Investigation Team, « Emergence of a novel swine-origin influenza A (H1N1) virus in humans », *New England Journal of Medicine,* 360(25), 2009, p. 2605-2615.
25. Centers for Disease Control and Prevention (CDC), « Serum cross-reactive antibody response to a novel influenza A (H1N1) virus after vaccination with seasonal influenza vaccine », *Morbidity & Mortality Weekly Report,* 58(19), 2009, p. 521-524.
26. H. Johansen, K. Nguyen, L. Mao *et al.,* « Vaccination contre la grippe », *Rapports sur la santé*, 15(2), 2004, p. 35-46 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
27. H. Johansen, C. Sambell et W. Zhao, « Vaccination contre la grippe – tendances nationales et provinciales ou territoriales », *Rapports sur la santé,* 17(2), 2006, p. 49-55 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
28. J.C. Kwong, C. Sambell, H. Johansen *et al.,* « Effet de l'immunisation universelle contre la grippe sur les taux de vaccination en Ontario », *Rapports sur la santé*, 17(2), 2006, p. 35-45 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
29. M.L. Pearson, C.B. Bridges et A.S. Harper, « Influenza vaccination of health-care personnel », *MMWR. Morbidity and Mortality Weekly Report,* 55(No. RR-2), 2006, p. 1-16.
30. S. Wicker, H.F. Rabenau, V.A.J. Kempf et C. Brandt, « Vaccination against classical influenza in health-care workers », *Deutsches Ärzteblatt International,* 106(36), 2009, p. 567-572.
31. Centers for Disease Control and Prevention (CDC), « Interim results: influenza A (H1N1) 2009 monovalent and seasonal vaccination coverage among health-care personnel – United States, August 2009–January 2010 », *Morbidity & Mortality Weekly Report,* 59(12), 2010, p. 357-362.
32. E. Dubé, V. Gilca, C. Sauvageau *et al.,* « Canadian family physicians' and paediatricians' knowledge, attitudes and practices regarding A(H1N1) pandemic vaccine », *BMC Research Notes,* 3, 2010, p. 102.
33. The Strategic Counsel, *Canadian Attitudes toward H1N1 Swine Flu – Wave 2* [A Report to the Globe and Mail and CTV], disponible à l'adresse http://www.thestrategiccounsel.com/our_news/polls.asp (consulté le 13 juillet 2010).
34. EKOS Politics, *H1N1 fears "exaggerated" say many Canadians*, 12 novembre 2009, disponible à l'adresse http://www.ekospolitics.com/index.php/2009/11/h1n1-fears-%E2%80%9Cexaggerated%E2%80%9D-say-many-canadians/ (consulté le 14 juillet 2010).
35. G.K. SteelFisher, R.J. Blendon, M.M. Bekheit et K. Lubell, « The public's response to the 2009 H1N1 influenza pandemic », *New England Journal of Medicine,* e65, 2010, p. 1-5.
36. J.T. Lau, N.C. Yeung, K.C. Choi *et al.,* « Acceptability of A/H1N1 vaccination during pandemic phase of influenza A/H1N1 in Hong Kong: population based cross sectional survey », *British Medical Journa*l, 339, 2009, p. b4164, doi:10.1136/bmj.b4164.
37. J.S. Chor, K.L. Ngai, W.B. Goggins *et al.,* « Willingness of Hong Kong healthcare workers to accept pre-pandemic influenza vaccination at different WHO alert levels: two questionnaire surveys », *British Medical Journal,* 339, 2009, p. b3391.
38. S.D. Torun et F. Torun, « Vaccination against pandemic influenza A/H1N1 among healthcare workers and reasons for refusing vaccination in Istanbul in last pandemic alert phase », *Vaccine,* 2010, doi:10.1016/j.vaccine.2010.06.049.
39. S. Virseda, M.A. Restrepo, E. Arranz *et al.,* « Seasonal and pandemic A (H1N1) 2009 influenza vaccination coverage and attitudes among health-care workers in a Spanish University Hospital », *Vaccine,* 28(30), 2010, p. 4751-4757.



PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES
DISPONIBLES À

www.statcan.gc.ca

Combiner l'apport en nutriments d'aliments et de boissons et celui de suppléments vitaminiques et minéraux

par Didier Garriguet

Résumé

Contexte
Pour calculer l'apport total d'un nutriment et d'en estimer la prévalence de l'apport insuffisant pour une population, les quantités tirées d'aliments et de boissons ainsi que de suppléments vitaminiques et minéraux doivent être combinées. Les deux méthodes qui ont été proposées par Statistique Canada posent des problèmes d'interprétation.

Données et méthodes
Les données recueillies auprès de 34 386 participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, menée en 2004, ont été utilisées pour comparer quatre méthodes de combinaison des apports en nutriments provenant d'aliments et de boissons et de suppléments vitaminiques et minéraux : ajouter l'apport moyen provenant de suppléments à l'apport quotidien selon un rappel des aliments et boissons consommés en 24 heures et estimer la distribution habituelle au sein de la population (méthode 1); estimer l'apport individuel habituel provenant d'aliments et de boissons et ajouter l'apport provenant de suppléments (méthode 2); diviser la population en utilisateurs et non-utilisateurs de suppléments, appliquer la méthode 1 ou la méthode 2, puis combiner les estimations basées sur les pourcentages d'utilisateurs et de non-utilisateurs (méthodes 3 et 4).

Résultats
Les méthodes 1 et 2 posent des problèmes d'interprétation; par exemple, les pourcentages de la population dont les apports de vitamine C et d'équivalents folate sont insuffisants se situent en dehors de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale prévues. Ces problèmes d'interprétation ne sont pas observés avec les méthodes 3 et 4.

Interprétation
Les problèmes d'interprétation éventuels de la combinaison des apports d'aliments et de suppléments d'un nutriment particulier peuvent être surmontés en répartissant la population en utilisateurs et en non-utilisateurs de suppléments avant d'appliquer la méthode 1 ou la méthode 2.

Mots-clés
Apport habituel, enquêtes sur la nutrition, rappel alimentaire de 24 heures, suppléments vitaminiques et minéraux.

Auteur
Didier Garriguet (1-613-951-7187; Didier.Garriguet@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé, à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition, menée en 2004, était la première enquête en plus de 30 ans conçue pour étudier les habitudes alimentaires des Canadiens. L'un des objectifs consistait à déterminer l'apport habituel total de certains nutriments. À cette fin, des renseignements sur la consommation d'aliments et de boissons ont été recueillis dans le cadre de l'ESCC, selon un rappel alimentaire de 24 heures.

Afin de calculer la distribution habituelle de l'apport d'un nutriment dans une population ou d'estimer le pourcentage de personnes dont l'apport se situe au-dessus ou en dessous de certains seuils, il faut tenir compte des variations intra-sujet[1], car ce qu'une personne boit et mange varie d'un jour à l'autre. Si l'on dispose de deux rappels alimentaires ou plus pour au moins un sous-échantillon de la population, la distribution quotidienne d'un nutriment au sein de la population entière peut être ajustée à l'aide d'un logiciel comme le Software for Intake Distribution Estimation (SIDE)[2,3] pour calculer l'apport *habituel*. En se servant des données de l'ESCC, Statistique Canada et Santé Canada ont déterminé les apports habituels provenant d'aliments et boissons pour une gamme étendue de nutriments[4-6].

Cependant, en plus des aliments et boissons, de nombreux nutriments, notamment des vitamines et des minéraux, proviennent de suppléments. Par conséquent, les estimations de la consommation totale d'un nutriment particulier doivent inclure la consommation de suppléments.

La consommation de suppléments vitaminiques et minéraux n'était pas incluse dans le rappel alimentaire de 24 heures de l'ESCC. Cette information a été obtenue au moyen de questions sur la fréquence de consommation au cours du mois précédent, posées en vue d'estimer directement l'apport habituel. Toutefois, le calcul de l'apport habituel de tout nutriment provenant d'aliments et boissons doit être déterminé à partir de l'apport quotidien et non de l'apport mensuel.

Statistique Canada a proposé deux méthodes pour combiner l'apport en nutriments provenant d'aliments et boissons et celui provenant de suppléments[7]. La première consiste à convertir l'apport tiré de suppléments vitaminiques et minéraux en consommation quotidienne en prenant la moyenne quotidienne et en supposant l'absence de toute variation intra-sujet, à ajouter cette valeur à l'apport quotidien provenant d'aliments et boissons, puis à calculer l'apport habituel total de nutriments. Dans la deuxième méthode, la distribution de l'apport habituel provenant d'aliments et boissons (établie d'après la consommation quotidienne) est ajoutée à l'apport habituel provenant de suppléments (établi d'après la consommation mensuelle).

L'analyse décrite dans la présente étude démontre que ces deux méthodes de combinaison des apports en nutriments provenant d'aliments et boissons, d'une part, et de suppléments, d'autre part, peuvent poser des problèmes d'interprétation, par exemple, si l'on estime la prévalence d'apports insuffisants. Nous proposons donc deux autres méthodes, fondées sur la répartition des données entre les utilisateurs et les non-utilisateurs de suppléments. Enfin, nous comparons les quatre méthodes.

Source des données

L'ESCC de 2004 a été conçue en vue de recueillir des données sur la consommation d'aliments et de boissons, ainsi que sur l'apport en nutriments de la population à domicile. Étaient exclus du champ de l'enquête les membres des Forces canadiennes, les résidents des trois territoires, de réserves indiennes, d'établissements et de certaines régions éloignées, ainsi que tous les résidents (militaires et civils) des bases des Forces canadiennes. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview sont décrits en détail dans un rapport déjà publié[8].

Afin d'estimer la consommation d'aliments et de boissons, l'ESCC de 2004 s'appuyait sur des rappels alimentaires de 24 heures obtenus en appliquant l'Automated Multiple-Pass Method[9,10] en cinq étapes pour aider les participants à l'enquête à se souvenir de ce qu'ils avaient bu et mangé le jour précédent. Un total de 35 107 personnes ont participé au rappel alimentaire initial et un sous-échantillon de 10 786 d'entre elles ont pris part au deuxième rappel alimentaire trois à dix jours plus tard. Les taux de réponse étaient de 76,5 % et 72,8 %, respectivement.

La présente étude a pour champ d'observation les personnes d'un an et plus. Les enfants de moins d'un an (288), les femmes enceintes (175), les femmes qui allaitaient (92), les enfants nourris au sein (104) et les participants dont l'apport alimentaire était nul (16) ou invalide (45) ont été exclus de l'analyse. En tout, 34 386 personnes ont été incluses dans l'étude, parmi lesquelles 10 591 ont répondu au deuxième rappel alimentaire de 24 heures.

La consommation de suppléments vitaminiques et minéraux ne faisait pas partie des questions du rappel alimentaire. À la place, on a demandé aux participants à l'enquête : « Au cours du dernier mois, avez-vous pris des vitamines ou des minéraux? ». Dans l'affirmative, on leur a demandé d'aller chercher les contenants de ces suppléments afin d'obtenir le numéro d'identification du médicament ou le nom du produit et la concentration des principaux ingrédients. Ensuite, l'intervieweur a demandé : « Habituellement, au cours du dernier mois, à quelle fréquence avez-vous pris ce supplément? », et si la consommation n'était pas quotidienne, l'intervieweur a demandé : « Les jours où vous l'avez pris, combien de fois avez-vous pris ce supplément, habituellement? ». Pour obtenir une estimation des quantités consommées, on a demandé : « Combien de pilules ou comprimés, gélules ou cuillérées avez-vous pris chaque fois, habituellement? ». D'après les réponses à ces questions, des variables ont été dérivées pour indiquer le nombre de jours par mois où des suppléments ont été pris et la quantité moyenne consommée par jour. D'autres renseignements sur ces variables dérivées figurent dans la documentation concernant l'enquête[11].

Le contenu nutritionnel des aliments et boissons dont la consommation a été déclarée dans les rappels alimentaires a été calculé en se servant des données du Fichier canadien sur les éléments nutritifs (supplément 2001b) de Santé Canada[12]. La composition des suppléments a été tirée de la Base de données sur les produits pharmaceutiques (BDPP)[13] de septembre 2003 dans le cas des numéros d'identification de médicament énumérés au moment de la collecte, et d'après la BDPP du printemps 2005 dans le cas des numéros d'identification de médicament qui manquaient ou étaient incorrects au moment de la collecte.

Méthodes proposées par Statistique Canada

Après avoir examiné les divers moyens utilisés pour combiner les apports en nutriments provenant d'aliments et de boissons et estimer le pourcentage de la population dont l'apport était inférieur à un seuil donné[1,14,15], Statistique Canada a proposé deux méthodes :

Méthode 1 (ajouter, réduire)

- Ajouter l'apport moyen du nutriment choisi provenant de suppléments vitaminiques et minéraux à celui déterminé d'après le premier rappel alimentaire de 24 heures et, si on y a accès, à celui déterminé d'après le deuxième rappel alimentaire.
- Ajuster les données du premier rappel alimentaire à l'aide de celles du second en utilisant SIDE[2,3].
- Calculer le pourcentage de la population dont l'apport total du nutriment choisi est inférieur à un seuil donné en utilisant la méthode du seuil du besoin moyen estimatif (BME).

Méthode 2 (réduire, ajouter)

- Calculer l'apport alimentaire individuel habituel du nutriment choisi d'après les données des deux rappels alimentaires en utilisant SIDE[2,3].

- Ajouter l'apport moyen du nutriment choisi provenant de suppléments.
- Calculer le pourcentage de la population dont l'apport total du nutriment choisi est inférieur à un seuil donné, tel que le BME.

Le logiciel SIDE produit une distribution de l'apport habituel basée sur les scores de Blom rétrotransformés qui représente une distribution normale théorique parfaite (méthode 1), et la distribution empirique basée sur les moyennes individuelles réduites (méthode 2). Même appliquées aux sources alimentaires uniquement, ces estimations différeront. La méthode 2 pourrait être plus robuste à l'hypothèse de normalité parfaite de la distribution de l'apport habituel, mais au prix d'une plus grande variabilité que celle de la méthode 1, surtout dans les queues de la distribution.

Les estimations de la consommation de suppléments vitaminiques et minéraux représentent la moyenne à long terme, ou l'apport habituel moyen. Cette moyenne est utilisée telle quelle dans la méthode 2.

Tableau 1
Distribution en pourcentage de la fréquence de la consommation de suppléments vitaminiques et minéraux le mois précédent, population à domicile d'un an et plus ayant pris un supplément, Canada, territoires non compris, 2004

	Nombre de jours de consommation le mois précédent			
Supplément	30 ou 31	20 à 29	10 à 19	1 à 9
		%		
Vitamine C	80,7	2,3	7,7	9,3
Vitamine D	83,9	2,2	7,0	6,9
Calcium	84,8	2,2	6,7	6,3
Thiamine	82,2	2,5	7,8	7,5
Riboflavine	82,4	2,5	7,7	7,5
Vitamine B6	82,2	2,5	7,7	7,5
Vitamine B12	82,0	2,4	7,7	7,8
Acide folique	82,5	2,5	7,7	7,3
Magnésium	85,9	2,0	6,4	5,7
Zinc	85,7	2,1	6,4	5,8
Phosphore	82,5	2,5	7,5	7,5
Potassium	85,8	2,3	6,3	5,6

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, fichier de données détaillées sur les vitamines et les minéraux, 2004.

Dans la méthode 1, on suppose que la variation intra-sujet est nulle et, par conséquent, pour les personnes qui ont déclaré prendre des suppléments au cours du mois précédent, on suppose que, pour chaque rappel, la consommation moyenne de suppléments est la même les deux jours. Comme plus de 80 % des personnes qui prenaient des suppléments le faisaient quotidiennement (tableau 1), cette hypothèse est raisonnable. En fait, une simulation de l'apport quotidien basée sur la fréquence réelle de la consommation de suppléments ne révèle que des écarts mineurs par rapport aux résultats de la méthode 1 (données non présentées).

Les données ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population canadienne. Les erreurs-types et les intervalles de confiance ont été calculés par la méthode du *bootstrap*[16-18]. Le seuil de signification statistique a été fixé à 0,05.

Problèmes d'interprétation posés par les méthodes 1 et 2

Pour chaque méthode de combinaison des apports d'un nutriment particulier provenant d'aliments et de boissons ainsi que de suppléments, il existe des valeurs minimale et maximale prévues de la prévalence estimée de l'apport insuffisant.

Valeur maximale

La valeur maximale prévue est basée sur le fait que l'ajout de suppléments au régime alimentaire ne peut pas modifier le pourcentage de la population ayant un apport insuffisant du nutriment choisi provenant *seulement* des *aliments*.

La valeur maximale peut être estimée par la méthode 1 ou par la méthode 2, mais il est raisonnable d'utiliser la même méthode pour calculer l'apport maximal et l'apport habituel total. En outre, on peut s'appuyer sur l'hypothèse d'une seule distribution pour les utilisateurs et les non-utilisateurs de suppléments ou sur l'hypothèse de distributions distinctes. Toutefois, les méthodes 1 et 2 sont basées sur une seule distribution.

Valeur minimale

La valeur minimale prévue de la prévalence de l'apport insuffisant d'un nutriment choisi est basée sur le fait que l'ajout de suppléments à l'apport total ne peut pas modifier le pourcentage de *non-utilisateurs de suppléments* dont l'apport du nutriment en question est insuffisant.

La valeur minimale de l'apport insuffisant peut être estimée par la méthode 1 ou par la méthode 2, mais le calcul s'appuie uniquement sur la distribution des non-utilisateurs de suppléments. L'estimation de la valeur minimale de l'apport insuffisant est basée sur l'hypothèse qu'aucune personne prenant le supplément n'a un apport insuffisant du nutriment en question (autrement dit, toutes les personnes qui prennent le supplément ont un apport suffisant).

Vitamine C

La vitamine C est le supplément pris le plus couramment par les Canadiens, seule ou en tant qu'ingrédient d'autres suppléments (données non présentées). Selon l'âge et le sexe, le pourcentage de Canadiens qui prennent un supplément de vitamine C varie d'environ 20 % à plus de 40 % (tableau 2).

Cependant, des parts considérables de la population ont un apport total de vitamine C relativement faible. Par exemple, d'après la méthode 1, environ

Tableau 2
Prévalence de la consommation de suppléments renfermant de la vitamine C, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Groupe d'âge	Les deux sexes	Hommes	Femmes
		%	
1 à 3 ans	36,2	...	...
4 à 8 ans	43,7	...	...
9 à 13 ans	...	31,9	30,4
14 à 18 ans	...	20,9	24,2
19 à 30 ans	...	25,1	29,2
31 à 50 ans	...	24,7	34,7
51 à 70 ans	...	31,9	37,4
71 ans et plus	...	31,6	38,1

... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau 3
Prévalence de l'apport de vitamine C inférieur au besoin moyen estimatif (BME) en utilisant la méthode 1 et la méthode 2 pour combiner les apports provenant d'aliments et de boissons ainsi que de suppléments, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Apport inférieur au BME				
	Valeurs prévues de l'estimation du % de la population			Intervalle de confiance à 95 %	
	Minimale	Maximale	%	de	à
Méthode 1 (ajouter, réduire)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	F	F	F	…	…
4 à 8 ans (les deux sexes)	F	F	F	…	…
9 à 13 ans					
Garçons	F	F	2,5[E]	1,5	3,6
Filles	F	F	3,3[E]	1,9	4,7
14 à 18 ans					
Garçons	6,0[E]	7,1[E]	11,2†	8,6	13,8
Filles	4,8[E]	5,6[E]	9,5†	7,2	11,7
19 à 30 ans					
Hommes	9,9[E]	13,1[E]	14,7‡	11,0	18,4
Femmes	10,4[E]	10,7[E]	16,3†	13,0	19,6
31 à 50 ans					
Hommes	18,5	23,5	22,6	19,3	25,9
Femmes	12,8	19,7	16,0	13,4	18,5
51 à 70 ans					
Hommes	18,5	24,8	20,5	17,8	23,2
Femmes	11,4	14,5	16,0‡	13,6	18,3
71 ans et plus					
Hommes	25,8	32,7	24,6‡	20,7	28,5
Femmes	15,2	20,4	18,3	15,8	20,7
Méthode 2 (réduire, ajouter)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	F	F	F	…	…
4 à 8 ans (les deux sexes)	F	F	F	…	…
9 à 13 ans					
Garçons	F	F	F	…	…
Filles	F	F	0,9[E]*	0,0	1,8
14 à 18 ans					
Garçons	8,5[E]	10,0[E]	6,9[E]†*	4,2	9,6
Filles	4,6[E]	5,4[E]	4,5[E]†*	2,0	7,0
19 à 30 ans					
Hommes	10,8[E]	13,8[E]	11,4[E]	6,0	16,7
Femmes	10,5[E]	10,6[E]	8,5†*	4,2	12,8
31 à 50 ans					
Hommes	18,8	23,8	19,1	14,1	24,1
Femmes	13,4	20,3	14,7	11,3	18,1
51 à 70 ans					
Hommes	18,5	25,4	17,9†	14,5	21,2
Femmes	11,6	14,5	10,1†*	7,5	12,7
71 ans et plus					
Hommes	25,1	33,1	23,8†	19,3	28,4
Femmes	15,1	20,2	13,2†*	10,2	16,2

† intervalle de confiance en dehors de l'intervalle entre les limites minimale et maximale
‡ estimation ponctuelle en dehors de l'intervalle entre les limites minimale et maximale
* valeur significativement différente de l'estimation pour la méthode 1
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
F valeur trop peu fiable pour être publiée
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : Les valeurs minimale et maximale estimées par la méthode 1 reposent sur des distributions distinctes et sont combinées avec (1-α)*pourcentage en dessous du BME pour les non-utilisateurs de suppléments plus α*pourcentage en dessous du BME pour les utilisateurs, où α est le pourcentage d'utilisateurs de suppléments. Fondé sur l'hypothèse que tous les utilisateurs de suppléments satisfont au BME. Pour les personnes ne prenant pas de suppléments, la valeur maximale représente le pourcentage le plus élevé possible se trouvant sous le BME. Les valeurs minimale et maximale estimées par la méthode 2 s'appuient sur des distributions empiriques distinctes qui ont été combinées.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

13,2 % des hommes de 19 à 30 ans avaient un apport inférieur au besoin moyen estimatif (BME) (distribution unique, données non présentées). Logiquement, l'ajout des suppléments à l'apport total ne devrait pas accroître le pourcentage des membres de ce groupe dont l'apport est inférieur au BME. En supposant des distributions distinctes pour les utilisateurs et les non-utilisateurs de suppléments, on obtient un pourcentage maximal de 13,1 % dont l'apport de vitamine C est insuffisant (tableau 3). Parmi les non-utilisateurs de suppléments (74,9 % des hommes de ce groupe d'âge), 13,3 % avaient un apport insuffisant de vitamine C. La valeur minimale du pourcentage estimé de personnes dont l'apport est insuffisant est alors fixée à 9,9 %.

Si nous utilisons la méthode 2 pour déterminer les bornes de la prévalence d'un apport insuffisant de vitamine C, la valeur maximale est de 14,2 % en supposant une distribution unique (données non présentées) et de 13,8 % en supposant des distributions distinctes; la valeur minimale est de 10,8 % (tableau 3). Bien qu'il y ait quelques différences entre les valeurs minimale et maximale selon l'utilisation de distributions unique ou distinctes, l'un des avantages de l'utilisation de distributions distinctes est que le maximum est toujours supérieur au minimum.

Pour des raisons analytiques, il est utile de déterminer si l'intervalle de confiance à 95 % de l'estimation du pourcentage de la population dont l'apport est insuffisant se situe en dehors de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale prévues. Toutefois, même les estimations ponctuelles tombant en dehors de cet intervalle peuvent être difficiles à interpréter. Puisque les valeurs minimale et maximale prévues sont aussi des estimations, elles possèdent une erreur-type et un intervalle de confiance. À des fins de comparaison, nous les traiterons comme des estimations ponctuelles.

Quand nous utilisons la méthode 1 pour combiner l'apport provenant d'aliments et de boissons et celui provenant de suppléments, les intervalles de confiance à 95 % des estimations de la prévalence

Tableau 4
Ratio de la variance intra-sujet à la variance totale pour l'apport de vitamine C, selon le groupe d'âge, le sexe et la consommation de suppléments, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Apport de vitamine C provenant d'aliments et de boissons seulement						Apport de vitamine C provenant d'aliments et de boissons ainsi que de suppléments			
	Distribution unique		Non-utilisateurs de suppléments		Utilisateurs de suppléments		Population totale (Méthode 1)		Utilisateurs de suppléments	
Groupe d'âge et sexe	Ratio	Erreur-type	Ratio	Erreur-type	Ratio	Erreur-type	Ratio	Erreur-type	Ratio	Erreur-type
1 à 3 ans (les deux sexes)	0,53	0,03	0,53	0,04	0,52	0,06	0,42†	0,03	0,34†	0,05
4 à 8 ans (les deux sexes)	0,69	0,05	0,81*	0,05	0,57	0,07	0,54†	0,03	0,41†	0,05
9 à 13 ans										
Garçons	0,68	0,03	0,69	0,04	0,66	0,06	0,48†	0,03	0,27†	0,04
Filles	0,72	0,03	0,71	0,04	0,72	0,06	0,49†	0,03	0,30†	0,05
14 à 18 ans										
Garçons	0,66	0,03	0,67	0,03	0,64	0,07	0,45†	0,02	0,20†	0,03
Filles	0,67	0,03	0,69	0,04	0,67	0,07	0,44†	0,03	0,19†	0,03
19 à 30 ans										
Hommes	0,72	0,04	0,75	0,04	0,65	0,09	0,49†	0,03	0,17†	0,04
Femmes	0,72*	0,04	0,65*	0,04	0,88	0,07	0,37†	0,02	0,27†	0,03
31 à 50 ans										
Hommes	0,61	0,04	0,64	0,05	0,55	0,08	0,36†	0,03	0,15†	0,04
Femmes	0,53	0,03	0,56	0,04	0,49	0,05	0,29†	0,02	0,14†	0,03
51 à 70 ans										
Hommes	0,58	0,03	0,60	0,03	0,55	0,07	0,31†	0,02	0,11†	0,03
Femmes	0,61	0,03	0,59	0,03	0,67	0,05	0,25†	0,02	0,15†	0,02
71 ans et plus										
Hommes	0,51	0,03	0,54	0,04	0,49	0,07	0,27†	0,02	0,09†	0,03
Femmes	0,53	0,02	0,52	0,03	0,54	0,04	0,19†	0,01	0,12†	0,02

* valeur significativement différente de l'estimation pour les utilisateurs de suppléments
† valeur significativement différente de l'estimation pour la population dont l'apport provient d'aliments et de boissons seulement dans le même groupe âge-sexe
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

de l'apport insuffisant de vitamine C chez les adolescents (14 à 18 ans) et chez les jeunes femmes adultes (19 à 30 ans) se situent en dehors de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale prévues, ce qui pose clairement un problème d'interprétation (tableau 3). Trois autres estimations ponctuelles tombent en dehors de cet intervalle, quoique leurs intervalles de confiance le chevauchent. Ces dernières estimations pourraient ne pas être statistiquement différentes, mais des questions se posent quand même quant à leur interprétation.

Si nous utilisons la méthode 2 pour combiner l'apport de vitamine C provenant d'aliments et de boissons et celui provenant de suppléments, aucun des intervalles de confiance à 95 % des estimations de la prévalence d'un apport insuffisant ne se situe en dehors de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale prévues, mais sept des dix estimations ponctuelles publiables tombent en dehors de ce dernier, soulevant de nouveau des questions quant à leur interprétation.

La distribution de l'apport habituel au sein de l'ensemble de la population est basée sur l'apport moyen et sur la variation inter-sujets. La variance totale de l'apport quotidien englobe les variations inter-sujets et intra-sujet. Pour supprimer la variation intra-sujet, le programme SIDE réduit la distribution de l'apport quotidien en la multipliant par le ratio de la variation intra-sujet à la variation totale. Quand les suppléments sont ajoutés à l'apport en utilisant la méthode 1, l'asymétrie de la distribution de l'apport moyen se déplace vers la droite; autrement dit, le pourcentage de la population dont le niveau de l'apport est relativement élevé augmente. La variation intra-sujet ne change pas, puisque le même apport provenant de suppléments est ajouté à chaque rappel pour les utilisateurs de suppléments. Cependant, la variance totale change, parce que l'apport moyen de certaines personnes varie. Par conséquent, le ratio change également (tableau 4). Avec un facteur de rétrécissement plus petit, en utilisant la méthode du seuil du BME, l'aire sous la courbe peut augmenter même si l'apport moyen augmente. Cela explique les estimations supérieures à la valeur maximale produites par la méthode 1. Combinés à divers apports quotidiens moyens et à diverses transformations normales, même de faibles changements dans la variation intra-sujet peuvent entraîner des problèmes d'interprétation, tels que ceux relevés dans le cas de la méthode 2.

Division des données

Étant donné les éventuels problèmes d'interprétation, il est nécessaire de combiner l'apport en nutriments provenant d'aliments et de boissons et celui provenant de suppléments de

telle manière que les estimations de la prévalence de l'apport insuffisant soient comprises dans l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale prévues. Les méthodes 1 et 2 pourraient être étendues en utilisant des distributions distinctes.

Méthode 3 (diviser, ajouter, réduire) :

- Diviser la population en fonction de l'obtention ou non du nutriment choisi à partir de suppléments.
- En utilisant le programme SIDE et la méthode du seuil du BME, estimer le pourcentage de *non-utilisateurs* de suppléments dont l'apport du nutriment choisi provenant d'aliments et de boissons est inférieur à un seuil donné.
- En utilisant la méthode 1, estimer le pourcentage d'*utilisateurs* de suppléments dont l'apport du nutriment choisi provenant d'aliments et de boissons et de suppléments est inférieur à un seuil donné.
- Calculer l'estimation globale combinée de la prévalence de l'apport insuffisant du nutriment (d'après les pourcentages d'utilisateurs et de non-utilisateurs de suppléments) au moyen de la formule suivante :

$$P[X_T < BME] = (1-\alpha)P[X_{NUS} < BME] + \alpha P[X_{US} < BME]$$

où X_T représente l'apport total du nutriment, X_{NUS}, l'apport du nutriment provenant d'aliments et de boissons pour les non-utilisateurs de suppléments, X_{US}, l'apport total du nutriment chez les utilisateurs de suppléments, et α, le pourcentage d'utilisateurs de suppléments.

Méthode 4 (diviser, réduire, ajouter) :

- Diviser la population en fonction de l'obtention ou non du nutriment choisi à partir de suppléments.
- En utilisant le programme SIDE, calculer l'apport individuel habituel du nutriment provenant d'aliments et de boissons pour les *non-utilisateurs* de suppléments.

Tableau 5
Prévalence de l'apport de vitamine C inférieur au besoin moyen estimatif en utilisant la méthode 3 et la méthode 4 pour combiner les apports provenant d'aliments et de boissons ainsi que de suppléments, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Apport inférieur au BME				
	Valeurs prévues de l'estimation du % de la population			Intervalle de confiance à 95 %	
	Minimale	Maximale	%	de	à
Méthode 3 (diviser, ajouter, réduire)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	F	F	F	…	…
4 à 8 ans (les deux sexes)	F	F	F	…	…
9 à 13 ans					
Garçons	F	F	F	…	…
Filles	F	F	F	…	…
14 à 18 ans					
Garçons	6,0[E]	7,1[E]	6,2[E]*	3,4	9,1
Filles	4,8[E]	5,6[E]	5,2[E]*	2,7	7,7
19 à 30 ans					
Hommes	9,9[E]	13,1[E]	10,5[E]	5,0	16,0
Femmes	10,4[E]	10,7[E]	10,8[E†]	6,2	15,4
31 à 50 ans					
Hommes	18,5	23,5	19,0	14,1	23,9
Femmes	12,8	19,7	13,3	9,7	16,8
51 à 70 ans					
Hommes	18,5	24,8	18,8	15,1	22,6
Femmes	11,4	14,5	11,7*	8,5	14,8
71 ans et plus					
Hommes	25,8	32,7	26,7	22,1	31,3
Femmes	15,2	20,4	15,4	12,0	18,7
Méthode 4 (diviser, réduire, ajouter)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	F	F	F	…	…
4 à 8 ans (les deux sexes)	F	F	F	…	…
9 à 13 ans					
Garçons	F	F	F	…	…
Filles	F	F	F	…	…
14 à 18 ans					
Garçons	8,5[E]	10,0[E]	8,5[E]	3,6	13,4
Filles	4,6[E]	5,4[E]	4,6[E]*	2,0	7,3
19 à 30 ans					
Hommes	10,8[E]	13,8[E]	11,1[E]	4,7	17,4
Femmes	10,5[E]	10,6[E]	10,5[E]*	5,9	15,0
31 à 50 ans					
Hommes	18,8	23,8	19,2	13,1	25,3
Femmes	13,4	20,3	13,6	9,8	17,4
51 à 70 ans					
Hommes	18,5	25,4	18,7	15,1	22,2
Femmes	11,6	14,5	11,7*	8,7	14,7
71 ans et plus					
Hommes	25,1	33,1	25,9	21,3	30,6
Femmes	15,1	20,2	15,1	11,3	19,0

† estimation ponctuelle en dehors de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale
* valeur significativement différente de l'estimation pour la méthode 1
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
F valeur trop peu fiable pour être publiée
... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les valeurs minimale et maximale pour la méthode 3 estimées par la méthode 1 reposent sur des distributions distinctes et sont combinées avec (1-α)*pourcentage en dessous du BME pour les non-utilisateurs de suppléments plus α*pourcentage en dessous du BME pour les utilisateurs, où α est le pourcentage d'utilisateurs de suppléments. Fondé sur l'hypothèse que tous les utilisateurs de suppléments satisfont au BME. Pour les personnes ne prenant pas de suppléments, la valeur maximale représente le pourcentage le plus élevé possible se trouvant sous le BME. Les valeurs minimale et maximale pour la méthode 4 estimées par la méthode 2 s'appuient sur des distributions empiriques distinctes qui ont été combinées.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

- Calculer l'apport habituel du nutriment provenant d'aliments et de boissons pour les utilisateurs de suppléments; ajouter l'apport moyen provenant de suppléments.
- Additionner les résultats pour les deux populations et calculer le pourcentage de la population totale dont l'apport total du nutriment est inférieur à un seuil donné, tel que le BME.

Dans le cas de la méthode 3, les intervalles de confiance à 95 % de la prévalence de l'apport insuffisant de vitamine C ne se situent en dehors de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale prévues pour aucun des dix groupes âge-sexe pour lesquels les résultats sont publiables (tableau 5). En outre, l'estimation ponctuelle de la prévalence de l'apport insuffisant de vitamine C ne tombe en dehors de cet intervalle que pour les femmes de 19 à 30 ans (0,08 % au-dessus du maximum). Même en utilisant un facteur de rétrécissement nettement plus petit pour les utilisateurs de suppléments (tableau 5), nous obtenons une consommation moyenne de vitamine C (y compris à partir de suppléments) telle que la proportion de la population dont l'apport est en dessous du BME est inférieure à 3 %. Conjuguées à la probabilité d'être un consommateur, la plupart des estimations combinées de la prévalence de l'apport insuffisant de vitamine C dépendent du pourcentage de non-utilisateurs de suppléments dont l'apport provenant d'aliments et de boissons est insuffisant.

Dans le cas de la méthode 4 (tableau 5), par conception, chaque estimation de la prévalence de l'apport insuffisant de vitamine C est égale à la valeur minimale ou à la valeur maximale, ou est comprise entre ces valeurs.

Comparaison des méthodes

La méthode 1 diffère considérablement des trois autres, entre lesquelles il n'existe aucune différence statistiquement significative. Toutefois, comparativement à la méthode 3, la méthode 4 donne une prévalence de l'apport insuffisant de vitamine C plus variable, avec des intervalles de confiance à 95 % plus larges.

Les estimations publiées de l'apport habituel de vitamine C provenant d'aliments et de boissons, comme celles du *Recueil de tableaux*[4-6], s'appuient sur la méthode du seuil du BME pour calculer le pourcentage de la population dont l'apport est insuffisant en se basant sur une distribution unique, donc en supposant que l'apport moyen et les composantes de la variance sont les mêmes pour les utilisateurs et les non-utilisateurs de suppléments. Par conséquent, cette estimation pourrait être utilisée pour calculer la valeur maximale. Le cas échéant, sans que l'écart soit significatif, une estimation obtenue en se servant de la méthode 3 et deux estimations obtenues en appliquant la méthode 4 se situeront en dehors de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale prévues (données non présentées).

Autres nutriments

Les problèmes d'interprétation ne se limitent pas au cas de la vitamine C (tableau A en annexe). Les tableaux B à G en annexe donnent les estimations pour la vitamine D, le calcium et les équivalents folate alimentaire (y compris l'acide folique) obtenues par les quatre méthodes de combinaison des apports provenant d'aliments et de boissons et de suppléments. Les tableaux pour la vitamine D (tableaux B et C) et pour le calcium (tableaux D et E) donnent, pour chaque groupe âge-sexe, le pourcentage dont l'apport est inférieur à l'apport suffisant (AS). Nous utilisons l'AS comme seuil, mais celui-ci ne représente pas le pourcentage de la population dont l'apport est insuffisant. Par contre, pour les équivalents folate alimentaire (tableaux F et G), le seuil utilisé est le BME, de sorte qu'il est possible de discuter de l'apport insuffisant de folate. (Une étude réalisée en 2009[19] a démontré que les concentrations de folate dans certains groupes d'aliments sont en réalité supérieures à celles enregistrées dans la base de données; les calculs présentés ici comportent un facteur de correction pour estimer l'apport d'équivalents folate alimentaire.)

Dans le cas du calcium, aucun problème d'interprétation ne se pose. Les différences entre les résultats obtenus par les quatre méthodes ne sont pas significatives, et toutes les estimations ponctuelles sont comprises dans l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale prévues (tableaux B et C).

Dans le cas de la vitamine D, il n'existe aucun écart statistiquement significatif entre les quatre méthodes (tableaux D et E). Aucun des intervalles de confiance ne se situe entièrement à l'extérieur de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale prévues, mais certains se situent en dessous de la valeur minimale pour les méthodes 1 et 2. Ces problèmes d'interprétation sont résolus au moyen des méthodes 3 ou 4.

Pour les équivalents folate alimentaire, les résultats de la méthode 1 diffèrent de ceux des trois autres méthodes (tableaux F et G). Dans le cas de la méthode 1, certains intervalles de confiance pour l'estimation de la prévalence de l'apport insuffisant sont entièrement à l'extérieur de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale prévues. Dans le cas de la méthode 2, certaines estimations ponctuelles se situent à l'intérieur de cet intervalle, mais les intervalles de confiance le chevauchent. Les méthodes 3 et 4 ne posent pas de problèmes d'interprétation.

Recommandations, limites et conclusion

Combiner l'apport en nutriments provenant d'aliments et de boissons avec celui provenant de suppléments n'est pas une tâche simple. Des problèmes peuvent déjà survenir à l'étape de l'entrevue de l'enquête si certaines questions sur la consommation de suppléments ne sont pas bien comprises par les participants. Bien que cet aspect ait été examiné, certaines réponses pourraient avoir produit des valeurs élevées, mais plausibles, de la consommation de suppléments. Ces valeurs élevées pourraient expliquer en partie l'accroissement important de la variation inter-sujets.

Une deuxième difficulté tient au fait que l'on tâche de combiner l'apport *quotidien* provenant d'aliments et de boissons avec l'apport *habituel* provenant de suppléments. Cependant, comme plus de 80 % des personnes prenant des suppléments le font quotidiennement, l'effet est vraisemblablement minime. Pour l'apport quotidien venant de suppléments, il serait préférable d'estimer la variation intra-sujet. Néanmoins, les problèmes d'interprétation résultant d'une diminution importante du ratio de la variation intra-sujet à la variation totale persisteront. Prendre des mesures pour tenir compte de ces limites liées à la collecte ne résoudra pas les problèmes d'interprétation.

La présente analyse démontre qu'il existe pour les estimations de l'apport insuffisant des bornes minimale et maximale en dehors desquelles les valeurs ne devraient logiquement pas se situer. Les intervalles de confiance des estimations de l'apport total insuffisant qui tombent en dehors de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale prévues sont difficiles à interpréter et, bien que la différence puisse ne pas être statistiquement significative, même les estimations ponctuelles qui se situent en dehors de ces limites peuvent susciter des problèmes d'interprétation.

Conclusion

L'utilisation de la méthode 1 pour combiner l'apport d'un nutriment provenant d'aliments et de boissons avec celui provenant de suppléments n'est pas recommandée, parce que plusieurs intervalles de confiance des estimations de la prévalence de l'apport insuffisant se situent en dehors de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale prévues. Bien que les intervalles de confiance à 95 % pour les méthodes 2, 3 et 4 chevauchent les valeurs minimale et maximale, les estimations selon la méthode 2 peuvent se situer en dehors de l'intervalle. Les résultats des méthodes 3 et 4, qui sont basées sur les méthodes 1 et 2 originales, sont plus faciles à interpréter.

La présente étude visait à estimer le pourcentage de la population dont l'apport de certains nutriments est inférieur à un seuil donné. Ces méthodes peuvent aussi être utilisées pour calculer les centiles de la distribution en combinant les deux distributions de manière proportionnelle (méthode 3) ou en annexant les ensembles de données et en utilisant des centiles empiriques (méthode 4). ■

Références

1. Institute of Medicine, *Dietary Reference Intakes: Applications in Dietary Assessment*, Washington DC, National Academy Press, 2000.
2. S.M. Nusser, A.L. Carriquiry, K.W. Dodd *et al.*, « A semiparametric transformation approach to estimating usual daily intake distributions », *Journal of the American Statistical Association*, 91(436), 1996, p. 1440-1449.
3. M.J. Novenario, *User's Guide to SIDE, A, August 1996*, disponible à l'adresse http://www.card.iastate.edu/publications/synopsis.aspx?id=481 (consulté le 12 septembre 2005).
4. Santé Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 2.2, Nutrition (2004) : Apports nutritionnels provenant des aliments : tableaux sommaires provinciaux, régionaux et nationaux, Volume 1*, Ottawa, Santé Canada, 2007.
5. Santé Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 2.2, Nutrition (2004) : Apports nutritionnels provenant des aliments : tableaux sommaires provinciaux, régionaux et nationaux, Volume 2*, Ottawa, Santé Canada, 2008.
6. Santé Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 2.2, Nutrition (2004) : Apports nutritionnels provenant des aliments : tableaux sommaires provinciaux, régionaux et nationaux, Volume 3,* Ottawa, Santé Canada, 2008.
7. Statistique Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) : cycle 2.2, Nutrition : Volets général sur la santé (y compris les suppléments de vitamines et de minéraux) et du rappel alimentaire de 24 heures, Guide de l'utilisateur,* avril 2008, disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/5049_D24_T9_V1-fra.pdf (consulté le 10 février 2009).
8. Y. Béland, V. Dale, J. Dufour et M. Hamel, « The Canadian Community Health Survey: Building on the success from the past », *Proceedings of the American Statistical Association Joint Statistical Meeting, Section on Survey Research Methods,* Minneapolis, août 2005.
9. A.J. Moshfegh, L. Borrud, B. Perloff *et al.*, « Improved method for the 24-hour dietary recall for use in national surveys », *The FASEB Journal: Official Publication of The Federation of American Societies for Experimental Biology*, 13, 1999, p. A603 (résumé).
10. A.J. Moshfegh, N. Raper, L. Ingwersen *et al.*, « An improved approach to 24-hour dietary recall methodology », *Annals of Nutrition and Metabolism,* 45(suppl), 2001, p. 156 (résumé).
11. Statistique Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), cycle 2.2 (2004) : Nutrition : Volets général sur la santé (y compris les suppléments de vitamines et de minéraux) et du rappel alimentaire de 24 heures, Documentation des variables dérivées,* 2008.
12. Santé Canada, *Fichier canadien sur les éléments nutritifs, version 2005*, disponible à l'adresse http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/nutrition/fiche-nutri-data/index_f.html.
13. Santé Canada, *Base de données sur les produits pharmaceutiques*, disponible à l'adresse http://www.hc-sc.gc.ca/dhp-mps/prodpharma/databasdon/index-fra.php (consulté le 26 janvier 2009).
14. British Columbia Ministry of Health Services, *British Columbia Nutrition Survey: Report on Energy and Nutrient Intakes*, Victoria, Colombie-Britannique, British Columbia Ministry of Health Services, 2004.
15. A.L. Carriquiry, « Estimation of usual intake distributions of nutrients and foods », *The Journal of Nutrition*, 133, 2003, p. 601S-608S.
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. Y.A. Shakur, C. Rogenstein, B. Hartiman-Craven *et al.*, « How much folate is in Canadian fortified products 10 years after mandated fortification? », *Canadian Journal of Public Health*, 100(4), 2009, p. 281-284.

Annexe

Tableau A
Prévalence de la consommation de suppléments de calcium, de vitamine D et d'équivalents folate alimentaire au cours du mois précédent, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Groupe d'âge et sexe	Calcium	Vitamine D	Équivalents folate alimentaire
		%	
1 à 3 ans (les deux sexes)	20,7	34,9	30,7
4 à 8 ans (les deux sexes)	27,7	40,9	38,7
9 à 13 ans			
Garçons	16,4	24,9	24,0
Filles	15,0	23,1	22,2
14 à 18 ans			
Garçons	13,5	14,6	13,8
Filles	14,7	16,6	15,0
19 à 30 ans			
Hommes	18,3	19,1	17,6
Femmes	23,5	22,2	22,9
31 à 50 ans			
Hommes	19,6	18,7	19,3
Femmes	33,4	30,6	29,2
51 à 70 ans			
Hommes	28,9	27,5	26,0
Femmes	49,4	45,0	31,2
71 ans et plus			
Hommes	27,2	28,6	25,2
Femmes	46,0	43,0	28,5

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau B
Prévalence de l'apport de calcium inférieur à l'apport suffisant (AS) en utilisant la méthode 1 et la méthode 2 pour combiner les apports provenant d'aliments et de boissons ainsi que de suppléments, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Apport inférieur à l'AS				
	Valeurs prévues de l'estimation du % de la population			Intervalle de confiance à 95 %	
	Minimale	Maximale	%	de	à
Méthode 1 (ajouter, réduire)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	2,5 E	2,9 E	2,7 E	1,5	3,8
4 à 8 ans (les deux sexes)	15,3	22,9	19,1	15,6	22,7
9 à 13 ans					
Garçons	53,8	63,2	60,5	55,1	65,9
Filles	72,5	83,6	81,3	76,5	86,1
14 à 18 ans					
Garçons	45,1	51,7	49,5	43,8	55,2
Filles	71,1	83,8	81,1	77,1	85,1
19 à 30 ans					
Hommes	41,2	47,3	44,6	37,8	51,4
Femmes	55,9	69,8	60,8	54,8	66,9
31 à 50 ans					
Hommes	51,5	61,5	57,8	53,0	62,6
Femmes	48,9	72,6	58,6	54,2	63,0
51 à 70 ans					
Hommes	61,5	86,2	78,1	74,7	81,5
Femmes	47,7	91,8	66,8	63,8	69,8
71 ans et plus					
Hommes	66,1	89,9	79,9	74,3	85,5
Femmes	51,6	94,7	73,3	69,4	77,2
Méthode 2 (réduire, ajouter)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	F	2,7 E	2,1 E	0,9	3,3
4 à 8 ans (les deux sexes)	15,9	23,8	20,0	16,0	24,0
9 à 13 ans					
Garçons	53,9	63,1	61,6	56,7	66,5
Filles	72,9	83,8	82,4	77,9	86,9
14 à 18 ans					
Garçons	46,5	53,2	51,2	46,3	56,1
Filles	71,6	84,7	82,5	78,9	86,0
19 à 30 ans					
Hommes	40,6	46,7	44,2	37,0	51,4
Femmes	57,4	71,1	63,6	58,1	69,1
31 à 50 ans					
Hommes	52,3	63,2	58,9	54,1	63,6
Femmes	50,1	74,0	62,1	57,8	66,4
51 à 70 ans					
Hommes	61,8	86,6	79,7	76,6	82,9
Femmes	47,8	91,4	67,7	64,5	71,0
71 ans et plus					
Hommes	66,2	90,1	81,9	77,6	86,2
Femmes	51,7	94,7	75,3	71,9	78,7

E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
F valeur trop peu fiable pour être publiée
Nota : Les valeurs minimale et maximale estimées par la méthode 1 reposent sur des distributions distinctes et sont combinées avec (1-α)*pourcentage sous l'AS provenant des non-utilisateurs de suppléments plus α*pourcentage sous l'AS provenant des utilisateurs, où α est le pourcentage d'utilisateurs de suppléments. Fondé sur l'hypothèse que tous les utilisateurs de suppléments ont un apport égal ou supérieur à l'AS. Les valeurs minimale et maximale estimées par la méthode 2 s'appuient sur des distributions empiriques distinctes qui ont été combinées.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau C
Prévalence de l'apport de calcium inférieur à l'apport suffisant (AS) en utilisant la méthode 3 et la méthode 4 pour combiner les apports provenant d'aliments et de boissons ainsi que de suppléments, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Apport inférieur à l'AS				
	Valeurs prévues de l'estimation du % de la population			Intervalle de confiance à 95 %	
	Minimale	Maximale	%	de	à
Méthode 3 (diviser, ajouter, réduire)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	2,5 E	2,9 E	2,6 E	1,5	3,8
4 à 8 ans (les deux sexes)	15,3	22,9	18,7	15,2	22,2
9 à 13 ans					
Garçons	53,8	63,2	60,9	55,5	66,4
Filles	72,5	83,6	81,9	77,1	86,8
14 à 18 ans					
Garçons	45,1	51,7	49,9	44,0	55,8
Filles	71,1	83,8	81,8	77,7	85,8
19 à 30 ans					
Hommes	41,2	47,3	45,0	37,7	52,2
Femmes	55,9	69,8	61,7	55,7	67,6
31 à 50 ans					
Hommes	51,5	61,5	57,5	52,6	62,4
Femmes	48,9	72,6	60,0	55,5	64,4
51 à 70 ans					
Hommes	61,5	86,2	79,6	76,2	83,0
Femmes	47,7	91,8	68,1	65,1	71,1
71 ans et plus					
Hommes	66,1	89,9	81,0	75,9	86,0
Femmes	51,6	94,7	74,6	71,3	77,9
Méthode 4 (diviser, réduire, ajouter)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	F	2,7 E	2,1 E	0,7	3,5
4 à 8 ans (les deux sexes)	15,9	23,8	19,5	15,2	23,9
9 à 13 ans					
Garçons	53,9	63,1	61,5	56,6	66,5
Filles	72,9	83,8	82,9	78,4	87,4
14 à 18 ans					
Garçons	46,5	53,2	51,6	46,4	56,7
Filles	71,6	84,7	82,8	79,2	86,4
19 à 30 ans					
Hommes	40,6	46,7	43,8	36,0	51,6
Femmes	57,4	71,1	63,9	58,5	69,4
31 à 50 ans					
Hommes	52,3	63,2	58,9	53,7	64,1
Femmes	50,1	74,0	61,9	57,8	66,1
51 à 70 ans					
Hommes	61,8	86,6	80,0	76,6	83,3
Femmes	47,8	91,4	68,3	65,2	71,4
71 ans et plus					
Hommes	66,2	90,1	81,6	77,1	86,2
Femmes	51,7	94,7	74,7	70,7	78,7

E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
F valeur trop peu fiable pour être publiée
Nota : Les valeurs minimale et maximale pour la méthode 3 estimées par la méthode 1 reposent sur des distributions distinctes et sont combinées avec (1-α)*pourcentage sous l'AS provenant des non-utilisateurs de suppléments plus α*pourcentage sous l'AS provenant des utilisateurs, où α est le pourcentage d'utilisateurs de suppléments. Fondé sur l'hypothèse que tous les utilisateurs de suppléments ont un apport égal ou supérieur à l'AS. Les valeurs minimale et maximale pour la méthode 4 estimées par la méthode 2 s'appuient sur des distributions empiriques distinctes qui ont été combinées.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau D
Prévalence de l'apport de vitamine D inférieur à l'apport suffisant (AS) en utilisant la méthode 1 et la méthode 2 pour combiner les apports provenant d'aliments et de boissons ainsi que de suppléments, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Apport inférieur à l'AS				
	Valeurs prévues de l'estimation du % de la population			Intervalle de confiance à 95 %	
	Minimale	Maximale	%	de	à
Méthode 1 (ajouter, réduire)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	22,8	31,9	21,4†	18,5	24,3
4 à 8 ans (les deux sexes)	20,0	39,0	20,8	18,3	23,3
9 à 13 ans					
Garçons	20,2	26,5	20,7	17,1	24,4
Filles	38,7	47,4	35,3†	30,8	39,7
14 à 18 ans					
Garçons	21,6	24,1	21,7	18,1	25,4
Filles	48,5	57,9	45,8†	41,6	50,1
19 à 30 ans					
Hommes	40,1	47,4	36,4†	30,3	42,5
Femmes	51,7	64,8	47,0†	41,8	52,2
31 à 50 ans					
Hommes	39,8	47,9	38,5†	33,7	43,3
Femmes	41,2	58,8	38,3†	33,8	42,7
51 à 70 ans					
Hommes	60,8	80,0	63,7	59,2	68,3
Femmes	50,1	91,3	59,9	56,1	63,6
71 ans et plus					
Hommes	69,0	96,3	80,1	75,1	85,2
Femmes	54,4	97,1	73,6	67,6	79,5
Méthode 2 (réduire, ajouter)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	22,5	32,2	22,2†	18,8	25,6
4 à 8 ans (les deux sexes)	20,8	40,6	23,2	20,4	26,1
9 à 13 ans					
Garçons	21,4	28,0	21,8	17,3	26,3
Filles	38,3	47,6	38,1†	33,1	43,1
14 à 18 ans					
Garçons	22,9	25,5	22,8†	18,2	27,4
Filles	48,8	58,1	50,8	45,9	55,7
19 à 30 ans					
Hommes	38,7	45,9	39,0	32,9	45,1
Femmes	52,2	65,6	52,7	47,4	57,9
31 à 50 ans					
Hommes	41,2	49,4	41,3	35,4	47,1
Femmes	42,5	60,3	43,0	36,7	49,3
51 à 70 ans					
Hommes	60,6	79,9	62,4	56,9	67,9
Femmes	50,3	91,4	58,5	54,4	62,7
71 ans et plus					
Hommes	69,6	96,9	80,6	76,8	84,5
Femmes	55,3	98,2	74,6	68,9	80,3

† estimation ponctuelle en dehors de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale

Nota : Les valeurs minimale et maximale estimées par la méthode 1 reposent sur des distributions distinctes et sont combinées avec (1-α)*pourcentage sous l'AS pour les non-utilisateurs de suppléments plus α*pourcentage sous l'AS pour les utilisateurs, où α est le pourcentage d'utilisateurs de suppléments. Fondé sur l'hypothèse que tous les utilisateurs de suppléments ont un apport suffisant. Les valeurs minimale et maximale estimées par la méthode 2 s'appuient sur des distributions empiriques distinctes qui ont été combinées.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau E
Prévalence de l'apport de vitamine D inférieur à l'apport suffisant (AS) en utilisant la méthode 3 et la méthode 4 pour combiner les apports provenant d'aliments et de boissons ainsi que de suppléments, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Apport inférieur à l'AS				
	Valeurs prévues de l'estimation du % de la population			Intervalle de confiance à 95 %	
	Minimale	Maximale	%	de	à
Méthode 3 (diviser, ajouter, réduire)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	22,8	31,9	23,1	19,5	26,6
4 à 8 ans (les deux sexes)	20,0	39,0	20,4	16,9	23,9
9 à 13 ans					
Garçons	20,2	26,5	20,3	15,5	25,1
Filles	38,7	47,4	39,1	33,3	45,0
14 à 18 ans					
Garçons	21,6	24,1	21,9	17,4	26,3
Filles	48,5	57,9	49,6	44,5	54,7
19 à 30 ans					
Hommes	40,1	47,4	40,4	33,7	47,0
Femmes	51,7	64,8	52,6	46,6	58,5
31 à 50 ans					
Hommes	39,8	47,9	40,2	33,8	46,5
Femmes	41,2	58,8	42,3	34,8	49,8
51 à 70 ans					
Hommes	60,8	80,0	64,9	60,1	69,7
Femmes	50,1	91,3	57,6	53,1	62,2
71 ans et plus					
Hommes	69,0	96,3	80,1	75,7	84,4
Femmes	54,4	97,1	75,9	72,1	79,8
Méthode 4 (diviser, réduire, ajouter)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	22,5	32,2	22,9	19,4	26,4
4 à 8 ans (les deux sexes)	20,8	40,6	21,7	18,3	25,2
9 à 13 ans					
Garçons	21,4	28,0	21,8	16,5	27,1
Filles	38,3	47,6	38,9	33,5	44,2
14 à 18 ans					
Garçons	22,9	25,5	23,2	18,3	28,1
Filles	48,8	58,1	50,1	45,3	54,9
19 à 30 ans					
Hommes	38,7	45,9	39,4	33,4	45,3
Femmes	52,2	65,6	53,0	47,6	58,4
31 à 50 ans					
Hommes	41,2	49,4	42,1	35,6	48,5
Femmes	42,5	60,3	44,0	35,8	52,2
51 à 70 ans					
Hommes	60,6	79,9	64,0	58,8	69,3
Femmes	50,3	91,4	58,1	53,5	62,7
71 ans et plus					
Hommes	69,6	96,9	80,4	76,5	84,2
Femmes	55,3	98,2	77,0	73,3	80,7

Nota : Les valeurs minimale et maximale pour la méthode 3 estimées par la méthode 1 reposent sur des distributions distinctes et sont combinées avec (1-α)*pourcentage sous l'AS provenant des non-utilisateurs de suppléments plus α*pourcentage sous l'AS provenant des utilisateurs, où α est le pourcentage d'utilisateurs de suppléments. Fondé sur l'hypothèse que tous les utilisateurs de suppléments ont un apport égal ou supérieur à l'AS. Les valeurs minimale et maximale pour la méthode 4 estimées par la méthode 2 s'appuient sur des distributions empiriques distinctes qui ont été combinées.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau F
Prévalence de l'apport d'équivalents folate alimentaire inférieur au besoin moyen estimatif (BME) en utilisant la méthode 1 et la méthode 2 pour combiner les apports provenant d'aliments et de boissons ainsi que de suppléments, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Apport inférieur au BME				
	Valeurs prévues de l'estimation du % de la population			Intervalle de confiance à 95 %	
	Minimale	Maximale	%	de	à
Méthode 1 (ajouter, réduire)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	2,7[E]	2,7[E]	3,1[E†]	1,7	4,6
4 à 8 ans (les deux sexes)	<3	<3	<3	...	...
9 à 13 ans					
Garçons	<3	<3	<3	...	...
Filles	<3	<3	2,9[E†]	1,5	4,3
14 à 18 ans					
Garçons	<3	<3	4,1[E*]	2,6	5,7
Filles	11,4	13,1	14,4[†]	11,6	17,2
19 à 30 ans					
Hommes	<3	<3	3,6[E*]	2,1	5,1
Femmes	8,7[E]	9,5[E]	15,2[*]	12,1	18,3
31 à 50 ans					
Hommes	F	F	7,9[*]	6,0	9,9
Femmes	8,3[E]	15,1[E]	14,6	12,0	17,3
51 à 70 ans					
Hommes	5,9[E]	7,2[E]	11,1[*]	8,7	13,4
Femmes	10,9[E]	17,8	18,4[†]	15,9	20,8
71 ans et plus					
Hommes	13,1[E]	14,5[E]	15,9[†]	11,9	19,9
Femmes	24,4	31,5	23,8[†]	20,9	26,8
Méthode 2 (réduire, ajouter)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	F	F	2,0[E†]	0,8	3,1
4 à 8 ans (les deux sexes)	<3	<3	<3	...	...
9 à 13 ans					
Garçons	<3	<3	<3	...	...
Filles	F	F	<3	...	...
14 à 18 ans					
Garçons	<3	F	F	...	...
Filles	11,7	13,6	11,3[†]	7,9	14,7
19 à 30 ans					
Hommes	<3	<3	<3		
Femmes	8,3[E]	9,0[E]	8,0[†‡]	3,5	12,4
31 à 50 ans					
Hommes	F	F	F	...	...
Femmes	8,4[E]	15,4[E]	10,0[E]	5,9	14,0
51 à 70 ans					
Hommes	6,3[E]	7,5[E]	6,5[E‡]	3,5	9,6
Femmes	10,8[E]	17,9	13,5[‡]	9,9	17,2
71 ans et plus					
Hommes	13,8[E]	15,3[E]	11,2[E†]	6,0	16,5
Femmes	24,4	31,5	24,6	20,0	29,1

* intervalle de confiance en dehors de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale
† estimation ponctuelle en dehors de l'intervalle entre les valeurs minimale et maximale
‡ valeur significativement différente de l'estimation pour la méthode 1
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
<3 coefficient de variation de plus de 33,3 %, mais bornes de l'intervalle de confiance comprises dans l'intervalle (0,0, 3,0)
F valeur trop peu fiable pour être publiée
... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les valeurs minimale et maximale estimées par la méthode 1 reposent sur des distributions distinctes et sont combinées avec (1-α)*pourcentage en dessous du BME pour les non-utilisateurs de suppléments plus α*pourcentage en dessous du BME pour les utilisateurs, où α est le pourcentage d'utilisateurs de suppléments. Fondé sur l'hypothèse que tous les utilisateurs de suppléments satisfont au BME. Les valeurs minimale et maximale estimées par la méthode 2 s'appuient sur des distributions empiriques distinctes qui ont été combinées.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau G
Prévalence de l'apport d'équivalents folate alimentaire inférieur au besoin moyen estimatif (BME) en utilisant la méthode 3 et la méthode 4 pour combiner les apports provenant d'aliments et de boissons ainsi que de suppléments, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Apport inférieur au BME				
	Valeurs prévues de l'estimation du % de la population			Intervalle de confiance à 95 %	
	Minimale	Maximale	%	de	à
Méthode 3 (diviser, ajouter, réduire)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	2,7[E]	2,7[E]	2,7[E]	1,1	4,3
4 à 8 ans (les deux sexes)	<3	<3	<3	...	...
9 à 13 ans					
Garçons	<3	<3	<3	...	...
Filles	<3	<3	<3	...	...
14 à 18 ans					
Garçons	<3	<3	<3	...	...
Filles	11,4	13,1	11,5	7,9	15,1
19 à 30 ans					
Hommes	<3	<3	<3	...	...
Femmes	8,7[E]	9,5[E]	8,8[E†]	4,2	13,4
31 à 50 ans					
Hommes	F	F	F	...	...
Femmes	8,3[E]	15,1[E]	8,4[E†]	4,2	12,7
51 à 70 ans					
Hommes	5,9[E]	7,2[E]	5,9[E†]	2,8	9,1
Femmes	10,9[E]	17,8	11,2[E†]	6,8	15,7
71 ans et plus					
Hommes	13,1[E]	14,5[E]	13,3[E]	7,0	19,6
Femmes	24,4	31,5	24,5	18,5	30,5
Méthode 4 (diviser, réduire, ajouter)					
1 à 3 ans (les deux sexes)	F	F	F	...	...
4 à 8 ans (les deux sexes)	<3	<3	<3	...	...
9 à 13 ans					
Garçons	<3	<3	<3	...	...
Filles	F	F	F	...	...
14 à 18 ans					
Garçons	<3	F	<3	...	...
Filles	11,7	13,6	11,7	8,2	15,2
19 à 30 ans					
Hommes	<3	<3	<3	...	...
Femmes	8,3[E]	9,0[E]	8,3[E†]	3,5	13,1
31 à 50 ans					
Hommes	F	F	F	...	...
Femmes	8,4[E]	15,4[E]	8,4[E†]	4,4	12,5
51 à 70 ans					
Hommes	6,3[E]	7,5[E]	6,3[E†]	2,9	9,7
Femmes	10,8[E]	17,9	11,1[E†]	6,4	15,8
71 ans et plus					
Hommes	13,8[E]	15,3[E]	13,9[E]	6,7	21,2
Femmes	24,4	31,5	24,5	19,2	29,9

† valeur significativement différente de l'estimation pour la méthode 1
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
<3 coefficient de variation de plus de 33,3 %, mais bornes de l'intervalle de confiance comprises dans l'intervalle (0,0, 3,0)
F valeur trop peu fiable pour être publiée
... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les valeurs minimale et maximale pour la méthode 3 estimées par la méthode 1 reposent sur des distributions distinctes et sont combinées avec (1-α)*pourcentage en dessous du BME pour les non-utilisateurs de suppléments plus α*pourcentage en dessous du BME pour les utilisateurs, où α est le pourcentage d'utilisateurs de suppléments. Fondé sur l'hypothèse que tous les utilisateurs de suppléments satisfont au BME. Les valeurs minimale et maximale pour la méthode 4 estimées par la méthode 2 s'appuient sur des distributions empiriques distinctes qui ont été combinées.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.



PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES
DISPONIBLES À

www.statcan.gc.ca

Validation des catégories de fonctionnement cognitif dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé

par Leanne Findlay, Julie Bernier, Holly Tuokko, Susan Kirkland et Heather Gilmour

Résumé

Contexte
L'objectif de l'étude était de valider les catégories de fonctionnement cognitif en utilisant des données provenant du module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Vieillissement en santé (2009).

Données et méthodes
Quatre mesures du fonctionnement cognitif – rappels immédiat et différé (mémoire), ainsi que le test des noms d'animaux et le test d'alternance mentale (fonctionnement exécutif) – ont été codées en cinq catégories pour la population à domicile canadienne de 45 ans et plus. Pour chaque mesure, les scores ont été standardisés en scores T tenant compte de l'effet de l'âge, du sexe et du niveau de scolarité. Les participants au module ont été classés en cinq catégories de fonctionnement cognitif. Des totalisations croisées, des rapports de vraisemblance par strate et des régressions logistiques multinomiales ont été utilisés pour évaluer les associations entre les niveaux de fonctionnement cognitif et divers résultats en matière de santé, à savoir la santé générale et mentale autoévaluée, la mémoire et la capacité de résoudre des problèmes, les activités de la vie quotidienne, la satisfaction à l'égard de la vie, la solitude, la dépression et les problèmes de santé chroniques.

Résultats
Les résultats de l'étude appuient l'utilisation de cinq niveaux de fonctionnement cognitif pour chacune des quatre mesures pour l'échantillon de l'ESCC – Vieillissement en santé dans son ensemble, ainsi que selon le groupe d'âge (45 à 64 ans, 65 ans et plus) et le groupe linguistique (français, anglais).

Interprétation
Les catégories susmentionnées peuvent être utilisées dans de futurs travaux sur le fonctionnement cognitif fondés sur les données de l'ESCC – Vieillissement en santé.

Mots-clés
Activités de la vie quotidienne, collecte des données, méthodes d'enquête, rappel mental, troubles cognitifs, troubles mnésiques.

Auteures
Leanne Findlay (1-613-951-4648; Leanne.Findlay@statcan.gc.ca), Julie Bernier (1-613-951-4556; Julie.Bernier@statcan.gc.ca) et Heather Gilmour (1-613-951-2114; Heather.Gilmour @statcan.gc.ca) travaillent à la Division de l'analyse de la santé, à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6. Holly Tuokko travaille à l'Université de Victoria. Susan Kirkland travaille à l'Université Dalhousie.

Le déclin cognitif n'est pas une conséquence inévitable du vieillissement, mais il est plus fréquent chez les personnes âgées[1]. En 2006, un Canadien sur sept (13,7 % de l'ensemble de la population) faisait partie du groupe des 65 ans et plus[2]. Chez ces aînés, la proportion de personnes de 80 ans et plus continue d'augmenter, de même que le nombre de centenaires. Il semble donc que l'on devrait s'attendre à un accroissement de la prévalence du déficit cognitif.

Bien que l'existence d'un déficit cognitif léger accroisse le risque d'une détérioration plus prononcée[3-5], les personnes âgées dont le déficit est relativement faible pourraient ne pas être repérées dans les études sur la cognition, car celles-ci portent habituellement sur les personnes chez lesquelles est posé un diagnostic de démence[6]. Pourtant, une part importante de la population âgée est affectée. Selon l'Étude sur la santé et le vieillissement au Canada (ESVC) de 1991, environ 17 % de Canadiens de 65 ans et plus présentaient un léger déficit, souvent appelé « déficit cognitif sans démence » [*cognitive impairment – no dementia (CIND)*][7]. De même, les données de la Health and Retirement Survey indiquent que 22 % d'Américains de 71 ans et plus présentent un déficit cognitif sans démence[6]. Par conséquent, il convient d'examiner la prévalence des divers niveaux de bien-être cognitif.

L'ESVC était la dernière enquête nationale comprenant des mesures du fonctionnement cognitif chez les personnes âgées[7]. La présente analyse s'appuie sur des données provenant du module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Vieillissement en santé (2009) pour valider une classification des niveaux de fonctionnement cognitif chez la population à domicile canadienne de 45 ans et plus. Cinq catégories de quatre mesures de fonctionnement cognitif sont examinées pour l'échantillon complet du module, ainsi que selon le groupe d'âge et la langue.

Méthodes

Source des données

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Vieillissement en santé (2009) est une enquête transversale représentative de la population. La base de sondage comprenait les personnes de 45 ans et plus vivant dans les logements privés des dix provinces. Ne faisaient pas partie du champ d'observation de l'enquête les habitants des trois territoires, de certaines régions éloignées, des établissements, des réserves indiennes ou des terres de la Couronne, et des bases militaires (résidents civils et militaires), ni les membres à temps plein des Forces canadiennes. La collecte des données a été effectuée du 1er décembre 2008 au 30 novembre 2009 par interview sur place assistée par ordinateur.

L'objectif du module de la cognition était d'examiner le fonctionnement cognitif (par opposition au déficit cognitif) au cours de la vie. Le questionnaire du module a été administré en français et en anglais aux participants à l'enquête *fournissant eux-mêmes les réponses* qui ont consenti à répondre. Ce module différait donc de la composante principale de l'enquête, pour laquelle les réponses par personne interposée étaient acceptées si la santé mentale ou physique des personnes sélectionnées les empêchait de répondre aux questions (2,2 % de l'échantillon). Les analyses préliminaires donnaient à penser que les personnes interviewées par personne interposée étaient plus susceptibles que celles répondant elles-mêmes d'être atteintes de démence ou d'avoir subi un accident vasculaire cérébral. Le fait d'avoir exclu ces personnes du module de la cognition signifie que les données pourraient surestimer légèrement le fonctionnement cognitif au sein de la population à domicile.

Le taux de réponse global au module de la cognition était de 62,3 % (N = 25 864), par comparaison à 74,4 % (N = 30 865) pour l'ensemble de l'ESCC – Vieillissement en santé.

Variables du module de la cognition

Des moyens cliniques et non cliniques ont été utilisés dans les études antérieures pour évaluer le fonctionnement cognitif. Le Mini-Mental State Examination (MMSE)[8] et le Modified Mini-Mental State Examination (3MS)[9] sont les instruments employés le plus fréquemment en milieu clinique[10-12]. Cependant, quand il n'est pas possible de procéder à une évaluation clinique (dans les grandes études fondées sur une enquête), d'autres mesures doivent être utilisées.

La cognition peut être définie en fonction de domaines, dont la mémoire et le fonctionnement exécutif (p. ex., planification, résolution de problèmes et anticipation des résultats)[13]. Le module de la cognition de l'ESCC – Vieillissement en santé (2009) comprend quatre tâches cognitives, deux ayant trait à la mémoire (rappels immédiat et différé) et deux ayant trait au fonctionnement exécutif (test des noms d'animaux et test d'alternance mentale). Ces tâches sont semblables à celles utilisées dans d'autres enquêtes à l'échelle de la population[14], ainsi que dans des études communautaires[15-18].

Tâches de rappel

Une version modifiée du Rey Auditory Verbal Learning Test (RAVLT) a été administrée aux participants à l'ESCC – Vieillissement en santé. Le test comprend la mémorisation de 15 mots communs non apparentés (p. ex., tambour, rideau, cloche) et deux essais de rappel de ces mots : l'un immédiat et l'autre différé. L'essai de rappel différé a eu lieu cinq minutes après l'essai de rappel immédiat (les autres tâches cognitives ont été effectuées entre les deux rappels). On a démontré que les épreuves de rappel immédiat et de rappel différé administrées dans le contexte d'une enquête produisent de façon constante des résultats corrélés, que la même cohérence s'observe entre groupes raciaux[19] et que leur validité conceptuelle est bonne[20].

Noms d'animaux

Pour évaluer la fluence sémantique, on a demandé aux participants à l'enquête de donner en une minute les noms d'autant d'items que possible dans une catégorie, ici, les animaux. Les types différents d'une même espèce ont été comptés séparément (p. ex., le rouge-gorge et le perroquet donnaient deux points), mais diverses variétés d'un même type (p. ex., le rouge-gorge américain et le rouge-gorge européen) ne donnaient droit qu'à un seul point. Le test des noms d'animaux est d'usage très répandu et on a montré qu'il convient pour évaluer diverses populations, qu'il est sensible à différents types d'anomalies cérébrales et que ses résultats sont corrélés à ceux d'autres tests de fluence verbale[21].

Test d'alternance mentale

Le test d'alternance mentale [*Mental alternation test, (MAT*)] permet d'évaluer la vitesse de traitement[17,22]. On demande aux participants de réciter l'alphabet, puis de compter de 1 à 26. Ensuite, on leur donne 30 secondes durant lesquelles on leur demande d'alterner entre les chiffres et les lettres suivant la séquence 1-A, 2-B, 3-C, etc. Le score maximal est de 51.

Des personnes ayant participé à n'importe quelle partie du module de la cognition de l'ESCC – Vieillissement en santé, 85,9 % ont répondu au test de rappel immédiat, 75,5 %, au test de rappel différé, 92,6 %, au test des noms d'animaux et 90,9 %, au test d'alternance mentale. Dans le cas des entrevues menées en français, pour les tests de rappel et pour le test des noms d'animaux, on s'est servi des versions françaises existantes des instruments, tandis que pour le MAT, la version anglaise de l'instrument a été traduite en français.

Les diverses mesures reflètent des marqueurs indépendants du fonctionnement cognitif et peuvent présenter des associations différentes avec les résultats en matière de santé. Par exemple, le déficit de mémoire peut être important pour la détection précoce de la démence[23], tandis que la détérioration

Tableau 1
Certaines caractéristiques des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

Caractéristique	%	Moyenne	Erreur-type
Sociodémographiques			
Sexe			
Femmes	51,9	...	...
Hommes	48,1	...	...
Âge	...	60,5	0,04
État matrimonial			
Marié(e)	73,5	...	...
Célibataire	26,5	...	...
Langue			
Anglais	76,7	...	...
Français	23,3	...	...
Niveau de scolarité			
8e année ou moins (au Québec, secondaire II ou moins)	9,2	...	...
9e ou 10e année	8,0	...	...
11e à 13e année	3,9	...	...
Diplôme d'études secondaires	19,1	...	...
Études postsecondaires partielles	5,4	...	...
Certificat/diplôme d'une école de métiers	13,7	...	...
Certificat/diplôme collégial/de cégep	17,1	...	...
Certificat universitaire inférieur au baccalauréat	3,2	...	...
Baccalauréat	12,2	...	...
Certificat universitaire supérieur au baccalauréat	8,3	...	...
Province			
Terre-Neuve-et-Labrador	1,7	...	...
Île-du-Prince-Édouard	0,4	...	...
Nouvelle-Écosse	3,1	...	...
Nouveau-Brunswick	2,4	...	...
Québec	24,6	...	...
Ontario	38,3	...	...
Manitoba	3,4	...	...
Saskatchewan	2,9		
Alberta	9,3	...	...
Colombie-Britannique	13,8		
Résultats cognitifs			
Rappel immédiat	...	5,5	0,10
Rappel différé	...	4,0	0,12
Noms d'animaux	...	17,9	0,03
Test d'alternance mentale	...	22,6	0,03
Résultats en matière de santé			
Autoévaluation de la santé générale			
Excellente/très bonne/bonne	84,8	...	...
Passable/mauvaise	15,2	...	...
Autoévaluation de la santé mentale			
Excellente/très bonne/bonne	94,2	...	...
Passable/mauvaise	5,8	...	...
Satisfaction à l'égard de la vie			
Pas faible	84,4	...	...
Faible	15,6	...	...
Probabilité de dépression			
Probabilité inférieure à 0,9	94,3	...	...
Probabilité égale ou supérieure à 0,9	5,7	...	...
Solitude			
Pas grande	87,8	...	...
Grande	12,2	...	...
Activités de la vie quotidienne			
Pas de déficit	90,2	...	...
Déficit léger/modéré/grave/total	9,8	...	...
Mémoire			
Capable de se souvenir de la plupart des choses	75,9	...	...
Plutôt porté à oublier / très porté à oublier / incapable de se souvenir de quoi que ce soit	24,1	...	...
Capacité de penser clairement et de résoudre des problèmes			
Capable de penser clairement / résoudre des problèmes	91,9	...	...
Éprouve un peu de / une certaine / beaucoup de difficulté	8,1	...	...
Problèmes de santé chroniques			
Trouble neurologique	2,7	...	...
Trouble vasculaire	44,1	...	...
Trouble psychiatrique	10,5	...	...

... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

du fonctionnement exécutif ainsi que de la mémoire peut avoir une influence sur les activités de la vie quotidienne[24]. Il se peut aussi que les réponses aux diverses mesures du fonctionnement cognitif varient selon le sous-groupe de population. Par exemple, les personnes de 45 à 64 ans pourraient ne pas manifester les mêmes profils de fonctionnement cognitif que les personnes âgées, et les profils pourraient varier selon le groupe linguistique.

Caractéristiques sociodémographiques

Le fonctionnement cognitif est habituellement évalué en fonction de l'âge, du sexe et du niveau de scolarité, facteurs que l'on sait être associés à ce fonctionnement[6,7,10-12,25-28]. Ainsi, les résultats de l'English Longitudinal Study of Aging ont révélé une meilleure performance cognitive chez les jeunes, les femmes et les personnes ayant un haut niveau de scolarité[14].

Les participants à l'ESCC – Vieillissement en santé ont indiqué leur sexe, leur âge en années et le plus haut niveau de scolarité qu'ils avaient atteint. Dix niveaux de scolarité ont été spécifiés. La langue de l'entrevue (anglais ou français) a été enregistrée par l'intervieweur; les personnes qui n'ont répondu à l'ESCC – Vieillissement en santé ni en anglais ni en français ont été exclues du module de la cognition.

Variables de l'analyse

De nombreux corrélats physiques et psychologiques du déficit de fonctionnement cognitif ont été relevés (tableau 1). Les difficultés cognitives ont été associées à une moins bonne autoévaluation de la santé[29,30], à la dépression[31-33], à la solitude[34,35], à la diminution de la satisfaction à l'égard de la vie[36,37] et à la réduction de la capacité de vaquer aux activités instrumentales de la vie quotidienne[24,38-40]. Les personnes atteintes d'une maladie vasculaire cérébrale[29], de diabète[33,41-44], d'hypertension[45] ou ayant fait un accident vasculaire cérébral[12,46] sont plus susceptibles de présenter un

déficit cognitif que celles n'ayant pas ces problèmes de santé. Les troubles psychiatriques ont également été associés à un mauvais fonctionnement cognitif[47,48].

Autoévaluation de la santé

L'ESCC – Vieillissement en santé comprenait les questions sur la santé générale et mentale suivantes : « En général, diriez-vous que votre santé [mentale] est... » Les options de réponse – « excellente », « très bonne », « bonne », « passable » et « mauvaise » – ont été regroupées en deux catégories reflétant la bonne santé (excellente/très bonne/bonne) par opposition à la mauvaise santé (passable/mauvaise).

Activités de la vie quotidienne

Les questions concernant l'aptitude des répondants à vaquer aux activités de la vie quotidienne (AVQ) étaient basées sur l'OARS Multidimential Functional Assessment Questionnaire[49]. Une mesure globale sommaire a été dérivée d'après les évaluations sur les échelles de capacité à vaquer aux activités instrumentales et aux activités physiques de la vie quotidienne. Un score de 0 indique l'absence de déficit fonctionnel, un score de 1, un déficit léger, un score de 2, un déficit modéré, un score de 3, un déficit grave, et un score de 4, un déficit total. Les réponses ont été dichotomisées de façon à séparer les personnes n'ayant aucun déficit de celles ayant un déficit léger/modéré/grave/total.

Satisfaction à l'égard de la vie

En utilisant une échelle de 0 à 10, où 0 signifie « très insatisfait » et 10, « très satisfait », on a demandé aux participants à l'enquête de répondre à la question : « Quel sentiment éprouvez-vous en général à l'égard de la vie? ». Les scores ont été dichotomisés de manière à regrouper les personnes dont la satisfaction à l'égard de la vie était faible (au moins 1 écart-type en dessous de la moyenne) et celles dont la satisfaction n'était pas faible.

Dépression

La mesure de la dépression utilisée dans l'ESCC – Vieillissement en santé est une version abrégée de l'échelle de la Composite International Diagnostic Interview (CIDI) de l'Organisation mondiale de la santé, qui est fondée sur le DSM-III-R et sur les critères diagnostiques pour la recherche de la CIM-10. La sous-échelle de la dépression s'applique aux personnes qui s'étaient senties déprimées ou qui avaient perdu l'intérêt pour la plupart des choses pendant deux semaines ou plus l'année précédente. Pour l'ESCC – Vieillissement en santé, on a créé une variable dérivée fondée sur le score de dépression indiquant la probabilité que la personne ait reçu le diagnostic d'un épisode dépressif majeur au cours des 12 derniers mois si elle avait répondu au questionnaire complet de la CIDI. Une probabilité nulle a été attribuée aux personnes qui ont répondu négativement à la question filtre (pas de dépression pendant deux semaines ou plus l'année précédente). Enfin, une valeur seuil de 0,9 a été utilisée pour faire la distinction entre les personnes ayant une probabilité élevée de dépression (supérieure à 0,9) et celles ayant une probabilité faible.

Solitude

L'échelle de solitude à trois items[50] mesure le degré de solitude déclaré par une personne. Sur une échelle de Likert de trois points (« à peu près jamais », « parfois » et « souvent »), les participants à l'ESCC – Vieillissement en santé ont répondu aux questions : « À quelle fréquence vous arrive-t-il :

- de ressentir un manque de compagnie? »
- d'avoir l'impression d'être tenu à l'écart? »
- d'éprouver le sentiment d'être isolé des autres? »

La solitude était d'autant plus grande que le score était élevé. Les scores ont été dichotomisés afin de regrouper les personnes éprouvant une grande solitude (au moins 1 écart-type au-dessus de la moyenne) et celles n'éprouvant pas une grande solitude.

Autoévaluation de la cognition (Health Utilities Index)

Le Health Utilities Index (HUI) Mark III est conçu pour évaluer l'état de santé fonctionnelle dans huit domaines, à savoir la vision, l'ouïe, la parole, la mobilité, la dextérité, l'émotion, la cognition et la douleur[51,52]. On a montré que la fiabilité et la validité de l'HUI sont grandes en général[53], ainsi que chez les patients dont le fonctionnement cognitif est faible[54].

Seule la sous-échelle de la cognition de l'HUI était pertinente dans le contexte de la présente étude. Les items d'intérêt étaient : « Comment décririez-vous votre capacité habituelle à :

- vous souvenir des choses (capable de se souvenir de la plupart des choses; plutôt porté à oublier des choses; très porté à oublier des choses; incapable de se souvenir de quoi que ce soit)? »
- penser et à résoudre les problèmes de tous les jours (capable de penser clairement et de régler des problèmes; éprouve un peu de difficulté; éprouve une certaine difficulté; éprouve beaucoup de difficulté; incapable de penser ou de régler des problèmes)? »

Les items ont été dichotomisés pour former les catégories « capable de se souvenir de la plupart des choses » et au moins « plutôt porté à oublier des choses », et les catégories « capable de penser clairement et de résoudre des problèmes » et au moins « éprouve une certaine difficulté ».

Problèmes de santé chroniques

On a demandé aux participants à l'enquête si l'on avait diagnostiqué chez eux un problème de santé de longue durée particulier. Les problèmes de santé pertinents pour la présente analyse ont été regroupés en troubles neurologiques (maladie d'Alzheimer et autres démences, maladie de Parkinson, effets d'un accident vasculaire cérébral), vasculaires (hypertension, diabète, crise cardiaque, maladie cardiaque) et psychiatriques (trouble de l'humeur et anxiété).

Techniques d'analyse

Création des scores T

Le choix de seuils pour définir les déficits implique que des lignes définitives établissent la démarcation entre les scores « normaux » et les scores « dysfonctionnels ». Or il est plus probable que le fonctionnement cognitif s'inscrive dans un continuum et que l'utilisation de plusieurs catégories comme indicateurs du déficit convienne mieux[4]. Par conséquent, pour la présente analyse, nous avons déterminé de multiples catégories de fonctionnement cognitif[55]. Des scores T tenant compte de l'effet de l'âge, du sexe et du niveau de scolarité peuvent être calculés pour chaque mesure cognitive. En utilisant les données d'échantillon sur lesquelles porte la présente étude, nous avons créé cinq catégories de fonctionnement cognitif correspondant à des scores T de 0 à 34, 35 à 44, 45 à 54, 55 à 64, et 65 et plus.

Afin de produire les scores T d'après les résultats de chacune des quatre tâches cognitives, nous avons converti les scores bruts en scores pondérés (*scaled scores*) (de moyenne 10 et d'écart-type 3), la performance étant d'autant meilleure que le score pondéré est élevé[55]. Nous avons ensuite effectué la régression des scores pondérés en fonction de l'âge, du sexe et du niveau de scolarité séparément pour chaque tâche. Nous avons créé ainsi pour chaque variable dépendante (résultat cognitif) l'équation de la forme :

$$VD = \text{constante} + b(\text{âge}) + b(\text{scolarité}) + b(\text{sexe}).$$

Pour chaque personne, nous avons calculé en nous servant de cette équation le score pondéré prévu (c.-à-d. indépendant de l'âge, du sexe et du niveau de scolarité). Nous avons soustrait le score prévu du score pondéré pour déterminer le résidu, qui indique dans quelle mesure les résultats de la personne s'écartent de ceux attendus pour les personnes du même âge, sexe et niveau de scolarité. Enfin, nous avons converti les scores résiduels en scores T en nous servant de l'équation suivante :

$$T = \{[(\text{résidu}/\text{écart-type du résidu}) \times 10] + 50\}.$$

Donc, les scores T sont indépendants de l'âge, du sexe et du niveau de scolarité, suivent une loi normale de moyenne 50 et d'écart-type 10, et sont indépendants de l'unité de mesure[55].

Validation

Une fois les scores T créés et les personnes classées dans l'une des cinq catégories de fonctionnement cognitif, la première étape de la validation empirique des catégories consistait à examiner les totalisations croisées des catégories selon les résultats en matière de santé.

Afin de déterminer l'exactitude de l'affectation des personnes aux divers

Tableau 2
Répartition en pourcentage des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), selon le score de rappel immédiat et certaines caractéristiques de la santé, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

	Score T de rappel immédiat				
Caractéristiques de la santé	Faible 0 à 34	35 à 44	45 à 54	55 à 64	Élevé 65 et plus
			%		
Total	**5,6**	**24,5**	**39,2**	**23,0**	**7,6**
Autoévaluation de la santé générale					
Passable/mauvaise	8,5	28,6	39,8	18,1	5,1
Excellente/très bonne/bonne	5,1	23,8	39,1	23,8	8,1
Autoévaluation de la santé mentale					
Passable/mauvaise	14,9[E]	32,2	32,3	16,6	3,9[E]
Excellente/très bonne/bonne	5,1	24,1	39,6	23,4	7,9
Activités de la vie quotidienne					
Pas de déficit	5,3	24,1	39,2	23,5	7,9
Déficit léger/modéré/grave/total	8,6	28,4	39,3	18,4	5,3[E]
Satisfaction à l'égard de la vie					
Faible	7,8	30,7	38,2	18,0	5,3
Pas faible	5,2	23,4	39,4	23,9	8,0
Dépression					
Probabilité égale ou supérieure à 0,9	5,8[E]	25,7	39,3	18,3	10,8[E]
Probabilité inférieure à 0,9	5,5	24,4	39,3	23,4	7,4
Solitude					
Grande	9,1	28,4	36,8	19,5	6,3
Pas grande	5,1	24,0	39,6	23,5	7,8
Mémoire					
Capable de se souvenir de la plupart des choses	5,0	24,0	39,5	23,6	7,9
Plutôt porté à oublier / très porté à oublier / incapable de se souvenir de quoi que ce soit	7,6	26,4	38,2	21,0	6,8
Capacité de penser clairement et de résoudre des problèmes					
Capable de penser clairement / résoudre des problèmes	5,2	23,8	39,4	23,7	7,9
Éprouve un peu de / une certaine / beaucoup de difficulté / Incapable	10,5	33,9	36,6	14,8	4,3[E]
Trouble neurologique					
Oui	9,0[E]	30,3	41,1	16,0	F
Non	5,6	24,4	39,1	23,2	7,7
Trouble vasculaire					
Oui	5,0	24,0	41,0	23,0	7,0
Non	6,1	25,0	37,9	22,9	8,1
Trouble psychiatrique					
Oui	9,6[E]	26,3	37,6	19,3	7,2[E]
Non	5,2	24,3	39,4	23,4	7,7

[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
F trop peu fiable pour être publié (coefficient de variation de plus de 33,3 %)
Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

niveaux de fonctionnement cognitif en se fondant sur les résultats en matière de santé, nous avons calculé les rapports de vraisemblance par strate (RVS)[56-58]. Les RVS sont généralisables et indépendants des probabilités réelles dans la population[59]. La vraisemblance que les personnes appartenant à chaque catégorie (strate) de fonctionnement cognitif présentent un certain résultat (p. ex., santé autoévaluée passable/mauvaise) est donnée par rapport à la vraisemblance qu'elles connaissent un résultat positif (dans le présent exemple, santé autoévaluée excellente/très bonne/bonne), conformément à la formule :

$$RVS = (x_{1g}/n_1)/(x_{0g}/n_0)$$

où x_{1g} est le nombre de personnes ayant le résultat en matière de santé en question (santé passable/mauvaise) dans la g^e strate, n_1 est le nombre total de personnes ayant le résultat en matière de santé en question, x_{0g} est le nombre de personnes n'ayant pas le résultat en matière de santé en question (personnes en bonne santé) dans la g^e strate, et n_0 est le nombre total de personnes n'ayant pas le résultat en matière de santé en question.

Un RVS égal ou supérieur à 10 indique que le résultat en matière de santé est fort probable et un RVS inférieur à 0,1, qu'il est fort peu probable[56,57]. Nous nous attendons à ce que le RVS soit élevé quand une mauvaise santé est fort probable et faible quand une mauvaise santé est peu probable.

La dernière étape consistait à examiner toutes les variables de santé pertinentes en tant que prédicteurs du fonctionnement cognitif en comparant le faible niveau de fonctionnement à la catégorie de fonctionnement le plus élevé (score T égal ou supérieur à 65) pour chaque résultat cognitif. Comme la variable dépendante (catégorie de fonctionnement cognitif) comporte cinq niveaux, nous avons procédé à une analyse par régression logistique multinomiale. La cote exprimant le risque de déclarer un problème de santé (p. ex. santé passable/mauvaise) devrait être la plus élevée pour les personnes appartenant à la catégorie de fonctionnement cognitif le plus faible (par opposition au plus élevé) et diminuer progressivement à mesure que l'on passe à des catégories de fonctionnement plus élevé.

Les résultats ne sont présentés que pour le test de rappel immédiat; ils étaient comparables pour le rappel différé, le test des noms d'animaux et le MAT (tableau A à I en annexe). Les corrélations entre les quatre variables de résultat étaient modérées (rappel immédiat et rappel différé, $r = 0{,}69$; rappel immédiat et noms d'animaux, $r = 0{,}36$; rappel immédiat et MAT, $r = 0{,}34$; rappel différé et noms d'animaux, $r = 0{,}33$; rappel différé et MAT, $r = 0{,}30$; noms d'animaux et MAT, $r = 0{,}45$; tous les $p \leq 0{,}001$). Les poids de sondage ont été appliqués à toutes les estimations ponctuelles afin de tenir compte du plan de sondage complexe de l'ESCC – Vieillissement en santé.

Comme le taux de réponse au module de la cognition était plus faible que le taux de réponse à l'ensemble de l'ESCC – Vieillissement en santé, des poids de sondage distincts ont été créés pour l'échantillon des variables de résultat cognitif. Toutes les analyses ont été effectuées en se servant de SAS 9.1 et de SUDAAN appelable en SAS. Dans la modélisation, les erreurs-types ont été calculées par une méthode *bootstrap*[60].

Tableau 3
Rapports de vraisemblance par strate (RVS) pour certaines caractéristiques de la santé des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), selon le score de rappel immédiat, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

	Score T de rappel immédiat														
	0 à 34			35 à 44			45 à 54			55 à 64			65 et plus		
		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 de la santé	RVS	de	à	RVS	de	à	RVS	de	à	RVS	de	à	RVS	de	à
Autoévaluation de la santé générale faible	1,66	1,65	1,67	1,20	1,19	1,20	1,02	1,01	1,02	0,76	0,76	0,76	0,63	0,62	0,63
Autoévaluation de la santé mentale faible	2,93	2,92	2,95	1,34	1,34	1,34	0,82	0,81	0,82	0,71	0,71	0,72	0,50	0,49	0,51
Difficulté à vaquer aux activités de la vie quotidienne	1,62	1,61	1,63	1,18	1,17	1,18	1,00	1,00	1,00	0,79	0,78	0,79	0,67	0,66	0,67
Satisfaction à l'égard de la vie faible	1,49	1,49	1,50	1,31	1,31	1,31	0,97	0,97	0,97	0,75	0,75	0,75	0,66	0,66	0,66
Probabilité élevée de dépression	1,07	1,06	1,08	1,05	1,05	1,06	1,00	1,00	1,00	0,78	0,78	0,79	1,46	1,45	1,47
Grande solitude	1,79	1,78	1,80	1,18	1,18	1,19	0,93	0,93	0,93	0,83	0,82	0,83	0,80	0,80	0,81
Incapable de se souvenir des choses	1,51	1,50	1,52	1,10	1,10	1,10	0,97	0,97	0,97	0,89	0,89	0,89	0,86	0,86	0,87
Incapable de penser clairement / résoudre des problèmes	2,00	1,99	2,01	1,43	1,42	1,43	0,93	0,93	0,93	0,62	0,62	0,63	0,54	0,53	0,54
Trouble neurologique	1,61	1,59	1,63	1,24	1,24	1,25	1,05	1,05	1,05	0,69	0,68	0,69	0,47	0,47	0,48
Trouble vasculaire	0,82	0,82	0,82	0,96	0,96	0,96	1,08	1,08	1,08	1,00	1,00	1,01	0,86	0,86	0,86
Trouble psychiatrique	1,86	1,85	1,87	1,08	1,08	1,09	0,95	0,95	0,96	0,82	0,82	0,83	0,94	0,93	0,94

Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Tableau 4
Rapports de cotes reliant certaines caractéristiques de l'état de santé des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), selon le score de rappel immédiat, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

			Score T de rappel immédiat											
			0 à 34			35 à 44			45 à 54			55 à 64		
Caractéristiques de la santé	Nombre corrigé de degrés de liberté	Khi-carré corrigé	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Autoévaluation de la santé générale faible	3,59	32,89	2,64	1,64	4,26	1,90	1,35	2,68	1,62	1,15	2,26	1,21	0,85	1,71
Autoévaluation de la santé mentale faible	3,17	45,51	5,86	3,10	11,08	2,68	1,72	4,17	1,63	1,04	2,56	1,42	0,86	2,35
Difficulté à vaquer aux activités de la vie quotidienne	3,63	25,65	2,42	1,51	3,90	1,76	1,19	2,59	1,50	1,03	2,18	1,17	0,79	1,74
Satisfaction à l'égard de la vie faible	3,62	35,90	2,27	1,45	3,53	1,99	1,45	2,72	1,47	1,10	1,97	1,14	0,84	1,54
Probabilité élevée de dépression	3,71	6,19	0,73	0,39	1,39	0,72	0,43	1,23	0,69	0,41	1,15	0,54	0,31	0,92
Grande solitude	3,93	27,73	2,23	1,47	3,39	1,48	1,05	2,06	1,16	0,83	1,61	1,03	0,74	1,44
Incapable de se souvenir des choses	3,84	16,23	1,76	1,20	2,58	1,28	0,97	1,69	1,12	0,86	1,47	1,03	0,77	1,38
Incapable de penser clairement / résoudre des problèmes	3,71	45,13	3,71	1,94	7,08	2,64	1,45	4,83	1,72	0,95	3,13	1,16	0,62	2,15
Trouble neurologique	3,87	17,69	3,40	1,47	7,86	2,62	1,20	5,74	2,22	1,01	4,84	1,45	0,66	3,21
Trouble vasculaire	3,83	8,94	0,95	0,72	1,26	1,12	0,92	1,36	1,26	1,05	1,51	1,17	0,95	1,43
Trouble psychiatrique	3,73	16,52	1,99	1,17	3,36	1,16	0,78	1,73	1,02	0,69	1,50	0,88	0,58	1,33

Nota : La catégorie de référence est la catégorie des scores T de 65 et plus.
Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Résultats

Statistiques descriptives

Comme prévu[55], la distribution des scores de rappel immédiat entre les diverses catégories de fonctionnement cognitif suit une loi normale, la catégorie la plus fréquente (39 % des participants) étant celle des scores T dans l'intervalle de 45 à 54 (tableau 2). Environ 6 % des participants ont obtenu un score situé dans la catégorie de fonctionnement le plus faible et 8 %, un score situé dans la catégorie de fonctionnement le plus élevé.

Les personnes qui ont déclaré que leur santé était passable/mauvaise étaient plus susceptibles d'obtenir un score de rappel immédiat relativement faible. Environ 9 % d'entre elles avaient un score situé dans la catégorie de fonctionnement le plus faible, comparativement à 6 % pour l'ensemble de l'échantillon. Inversement, 5 % des personnes jugeant leur santé passable/mauvaise avaient un score de rappel immédiat se situant dans la catégorie de fonctionnement le plus élevé, comparativement à 8 % pour l'ensemble de l'échantillon. Cette tendance était encore plus prononcée pour l'autoévaluation de la santé mentale. De même, des proportions relativement élevées de personnes ayant de la difficulté à vaquer aux activités de la vie quotidienne, dont la satisfaction à l'égard de la vie était faible et dont la solitude était grande obtenaient un faible score de rappel immédiat. En revanche, aucune tendance particulière ne se dégageait pour la dépression.

Les variables de fonctionnement cognitif de l'HUI sont associées au score de rappel immédiat. Les personnes qui ont déclaré, au minimum, être plutôt portées à oublier des choses et éprouver une certaine difficulté à penser clairement et à régler des problèmes étaient plus susceptibles que les autres d'obtenir un score de rappel immédiat situé dans la catégorie de fonctionnement le plus faible et moins susceptibles d'obtenir un score correspondant à la catégorie de fonctionnement le plus élevé.

L'existence d'un trouble neurologique ou psychiatrique est liée au fonctionnement cognitif. Des proportions relativement élevées de personnes déclarant ce genre de problèmes avaient un faible score de rappel immédiat. Par contre, il n'en était pas ainsi des personnes présentant des troubles vasculaires.

Rapports de vraisemblance par strate

En général, les rapports de vraisemblance par strate (RVS) corroborent les catégories de fonctionnement cognitif : les participants à l'enquête étaient d'autant moins susceptibles de présenter des caractéristiques d'état de santé négatives que leur score de rappel immédiat était élevé. (Bien que les profils des RVS soient généralement ceux attendus, certaines différences se dégagent pour le rappel différé, le test des noms d'animaux et le MAT – Tableaux D à F en annexe.)

Dans le cas de la santé générale et mentale autoévaluée passable/mauvaise, de la difficulté à vaquer aux activités de la vie quotidienne, de la faible satisfaction à l'égard de la vie et de la solitude, le RVS diminue à mesure que le score de rappel immédiat augmente (tableau 3). En général, pour la dépression, le profil observé est aussi celui attendu, le RVS le plus élevé étant obtenu pour la catégorie des scores de rappel immédiat les plus faibles. Les deux variables de cognition de l'HUI présentent également le profil attendu.

De même, les RVS pour les troubles neurologiques et psychiatriques suivent

le profil attendu en ce sens que la vraisemblance de la présence des troubles était associée à de faibles scores de rappel immédiat. Aucune association n'a été observée pour les troubles vasculaires.

Régression logistique multinomiale

La dernière étape consistait à examiner la cote exprimant le risque d'appartenir à une catégorie de faibles scores de rappel immédiat étant donné l'existence d'une caractéristique d'état de santé négative. La catégorie des scores T les plus élevés a été choisie comme catégorie de référence (tableau 4). Comme prévu, l'obtention d'un score situé dans la catégorie de scores de rappel immédiat les plus faibles était associée aux cotes les plus élevées de risque d'être en mauvaise santé. Par exemple, comparativement aux personnes dont les scores de rappel immédiats se situaient dans la catégorie la plus élevée, celles dont les scores se situaient dans la catégorie de scores les plus faibles avaient une cote exprimant le risque d'avoir une santé générale passable/mauvaise plus de deux fois plus élevée, une cote exprimant le risque d'avoir une santé mentale passable/mauvaise près de six fois plus élevée et une cote d'avoir des difficultés à vaquer aux activités de la vie quotidienne plus de deux fois plus élevée. Les résultats étaient comparables pour la faible satisfaction à l'égard de la vie et la solitude. Fait qui n'est pas surprenant, la cote exprimant le risque de déclarer être plutôt porté à oublier des choses était près de deux fois plus élevée et la cote exprimant le risque de déclarer avoir au moins certaines difficultés à penser clairement et à résoudre des problèmes était près de quatre fois plus élevée pour les personnes obtenant les scores de rappel immédiat les plus faibles que pour celles obtenant les scores de rappel immédiat les plus élevés. En revanche, aucune association ne se dégage entre la dépression et les scores de rappel immédiat.

Les personnes dont le score de rappel immédiat se situait dans la catégorie la plus faible avaient une cote exprimant le risque de déclarer un trouble neurologique plus de trois fois plus élevée et une cote exprimant le risque de déclarer un trouble psychiatrique deux fois plus élevée. (Les rapports de cotes étaient généralement les mêmes pour les trois autres mesures de fonctionnement cognitif, sauf pour les troubles psychiatriques et le MAT – Tableaux G, H et I en annexe.)

Analyses par sous-groupe

Les analyses de validation effectuées pour les personnes de 45 à 64 ans et celles de 65 ans et plus, ainsi que pour les personnes anglophones et francophones, ont produit des résultats comparables à ceux obtenus pour l'ensemble de l'échantillon (les résultats sont disponibles sur demande). Qu'il s'agisse de personnes plus jeunes ou plus âgées, anglophones ou francophones, les profils des associations entre les résultats en matière de santé et les cinq catégories de fonctionnement cognitif étaient similaires (tant d'après les totalisations croisées que la comparaison des RVS).

Indépendamment du groupe d'âge, les personnes obtenant un faible score de rappel immédiat étaient plus susceptibles que celles dont le score était plus élevé de juger leur santé générale et mentale passable ou mauvaise, d'éprouver des difficultés à accomplir les activités de la vie quotidienne, d'avoir une faible satisfaction à l'égard de la vie, de souffrir de solitude, d'être moins capables de penser clairement et de résoudre des problèmes, et de présenter des troubles neurologiques. Les seules différences entre les deux cohortes d'âge avaient trait à la mémoire et aux troubles psychiatriques, les faibles scores de rappel immédiat n'étant pas fortement associés à la capacité de se souvenir des choses et à la présence de troubles psychiatriques chez les personnes de 45 à 64 ans, mais l'étant chez la cohorte de personnes âgées.

Chez les anglophones ainsi que chez les francophones, un faible score de rappel immédiat était associé à une santé générale et mentale autoévaluée passable/mauvaise, des difficultés à vaquer aux activités de la vie quotidienne, une faible satisfaction à l'égard de la vie, la solitude, une autoévaluation plus faible de la cognition, des troubles neurologiques et des troubles psychiatriques. La dépression et les troubles vasculaires n'étaient associés au score de rappel immédiat ni chez l'un ni chez l'autre groupe linguistique.

Discussion

Les résultats de la présente étude confirment qu'il est possible de décrire des catégories de fonctionnement cognitif d'après les données du module de la cognition de l'ESCC – Vieillissement en santé. Quatre tests du fonctionnement cognitif – le rappel immédiat, le rappel différé, le test des noms des animaux et le test d'alternance mentale – ont été validés en se fondant sur les corrélats du fonctionnement cognitif relevés dans la littérature. Un faible niveau de fonctionnement cognitif (score T inférieur à 34) était associé à une moins bonne autoévaluation de la santé générale et mentale, à des difficultés à vaquer aux activités de la vie quotidienne, à une plus faible satisfaction à l'égard de la vie et à la solitude. Comme il fallait s'y attendre, les difficultés cognitives autodéclarées (manque de mémoire et difficulté à penser clairement et à résoudre des problèmes) étaient associées à de faibles scores de rappel immédiat. La constatation que les corrélats les plus importants des catégories de fonctionnement cognitif étaient l'autoévaluation de la santé mentale et les difficultés à penser clairement et à résoudre des problèmes est celle qui étaye le plus l'utilisation des catégories décrites dans la présente analyse.

Le fonctionnement cognitif n'était pas associé à la probabilité d'avoir fait de la dépression. Toutefois, la littérature à ce sujet n'est pas concluante. Certaines études n'ont révélé aucune association entre la dépression et la cognition[61], tandis que d'autres ont indiqué l'existence d'un lien, même en tenant compte de l'effet des facteurs socioéconomiques[33]. Selon Beirman et coll.[31], il pourrait exister une relation non linéaire entre la dépression

et le déclin cognitif, les niveaux de dépression (et d'anxiété) étant élevés à l'étape précoce du déclin, puis diminuant à mesure que progresse la détérioration cognitive. Une étude plus approfondie de l'association entre la dépression et le fonctionnement cognitif devrait manifestement être entreprise.

Alors que les troubles neurologiques et psychiatriques étaient associés à un fonctionnement cognitif plus faible, aucun profil ne s'est dégagé pour les troubles vasculaires. Certains travaux antérieurs ont aussi laissé entendre que la maladie cardiaque, l'hypertension et le diabète ne sont pas nécessairement associés à un déclin cognitif, surtout en sus d'autres facteurs de risque, tels qu'un faible niveau de scolarité[33,62,63].

Limites et orientations futures

L'un des principaux points forts de la présente étude tient au grand échantillon représentatif de la population nationale. Néanmoins, il convient de souligner plusieurs limites.

Les réponses par personne interposée n'ont pas été acceptées pour le module de la cognition. D'autres études ont montré que les personnes pour lesquelles des réponses sont fournies par personne interposée ont tendance à obtenir de mauvais résultats pour les mesures de fonctionnement cognitif et sont plus susceptibles de souffrir de démence[20]. Donc, les données de l'ESCC – Vieillissement en santé pourraient sous-estimer la prévalence du faible fonctionnement cognitif au sein de la population canadienne à domicile.

Le module de la cognition de l'ESCC – Vieillissement en santé comprend des mesures non cliniques du fonctionnement cognitif. Une évaluation clinique aurait permis de procéder à un test de sensibilité et de spécificité des mesures grâce à la détermination des cas de déficit cognitif ou de démence. Cela pourrait expliquer pourquoi aucun lien n'a été observé entre les troubles vasculaires (et/ou la dépression) et les catégories de fonctionnement cognitif. Muller et coll.[64] ont observé une relation significative entre la maladie cardiovasculaire et les scores du MMSE mais non les tests administrés.

L'évaluation longitudinale du fonctionnement cognitif au sein de la population est justifiée. Les études de ce genre permettraient aux chercheurs de se concentrer sur les associations entre des facteurs de risque (ou corrélats) particuliers et le fonctionnement cognitif au fil du temps. Par exemple, Wilson et coll.[36] ont constaté que la solitude était associée à un déclin cognitif plus rapide chez les personnes âgées.

Conclusion

En nous fondant sur les résultats des tests de rappel immédiat et différé, du test des noms d'animaux et du MAT inclus dans le module de la cognition de l'ESCC – Vieillissement en santé, nous avons décrit cinq catégories de fonctionnement cognitif variant d'un niveau faible à un niveau élevé. Nous avons validé ces catégories pour la population à domicile de 45 ans et plus dans son ensemble, ainsi que selon le groupe d'âge et la langue.

Le vieillissement de la population canadienne s'accompagnera vraisemblablement d'une croissance du nombre de personnes présentant un déclin cognitif. Les données de l'ESCC – Vieillissement en santé peuvent aider à mieux comprendre la prévalence du déficit cognitif chez la population à domicile. La présente étude de validation rehausse la valeur analytique de l'information tirée du module de la cognition de cette enquête. ■

Remerciements

Statistique Canada remercie tous les participants de leur contribution et de leurs conseils durant l'élaboration de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé. Le contenu de l'enquête a été établi par la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada en consultation avec Santé Canada, l'Agence de la santé publique du Canada et les experts menant l'Étude longitudinale canadienne sur le vieillissement (ELCV), qui est une initiative stratégique importante des Instituts de recherche en santé du Canada. Ont participé aux consultations des intervenants de Ressources humaines et Développement social Canada et des ministères provinciaux et territoriaux de la Santé. L'ajout de 5 000 personnes de 45 à 54 ans a été financé par l'ELCV.

Références

1. J.W. Rowe et R.L. Khan, « Human aging: usual and successful », *Science*, 237, 1987, p. 143-149.
2. Statistique Canada, *Portrait de la population canadienne en 2006, selon l'âge et le sexe : Recensement 2006* (nº 97-551-XIF au catalogue), Ottawa, Ministre de l'Industrie, 2007.
3. F.E. Matthews, B.C.M. Stephan, I.G. McKeith *et al.*, « Two-year progression from mild cognitive impairment to dementia: To what extent do different definitions agree? », *Journal of the American Geriatric Society*, 56, 2008, p. 1424-1433.
4. H. Tuokko et R.J. Frerichs, « Cognitive Impairment with No Dementia (CIND): Longitudinal studies, the findings, and the issues », *The Clinical Neuropyschologist*, 14, 2000, p. 504-525.
5. H. Tuokko et D.F. Hultsch, *Mild Cognitive Impairment: International Perspectives*, New York, Taylor and Francis, 2006.
6. B.L. Plassman, K.M. Langa, G.G. Fisher *et al.*, « Prevalence of cognitive impairment without dementia in the United States », *Annals of Internal Medicine*, 148(427), 2008, p. 434.
7. J.E. Graham, K. Rockwood, B.L. Beattie *et al.*, « Prevalence and severity of cognitive impairment with and without dementia in an elderly population », *Lancet*, 349, 1997, p. 1793-1796.
8. M.F. Folstein, S.E. Folstein et P.R. McHugh, « 'Mini-Mental State': a practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician », *Journal of Psychiatric Research*, 12, 1975, p. 189-198.
9. E.L. Teng et H.C. Chui, « The Modified Mini-Mental State (3MS) examination », *Journal of Clinical Psychiatry*, 48, 1987, p. 314-318.
10. G. Bravo et R. Hébert, « Age- and education-specific reference values for the Mini-Mental and Modified Mini-Mental State Examinations derived from a non-demented elderly population », *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 12, 1997, p. 1008-1018.
11. R. Crum, J.C. Anthony, S.S. Bassett *et al.*, « Population-based norms for the Mini-Mental State Examination by age and educational level », *Journal of the American Medical Association*, 269(18), 1993, p. 2386-2391.
12. I. McDowell, G. Xi, J. Lindsay *et al.*, « Canadian Study of Health and Aging: Study description and patterns of early cognitive decline », *Aging Neuropsychology and Cognition*, 11(2-3), 2004, p. 149-168.
13. M.D. Lezak, D.B. Howieson, D.W. Loring *et al.*, *Neuropsychological Assessment: 4th Edition*, New York, Oxford University Press Inc., 2004.
14. M. Marmot, J. Banks, R. Blundell *et al.*, *Health, Wealth and Lifestyles of the Older Population in England: The 2002 English Longitudinal Study of Ageing,* London, UK, Institute for Fiscal Studies, 2003.
15. M.A.E. Baars, M.P.J. Boxtel, J.P. Dijkstra *et al.*, « Predictive value of mild cognitive impairment for dementia », *Dementia and Geriatric Cognitive Disorders*, 27, 2009, p. 173-181.
16. M.C. Carlson, Q. Xue, J. Zhou *et al.*, « Executive decline and dysfunction precedes declines in memory: The women's health and aging study 2 », *Journal of Gerontology: Medical Sciences*, 64, 2009, p. 110-117.
17. E. Salib et J. McCarthy, « Mental alternation test (MAT): A rapid and valid screening tool for dementia in primary care », *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 17, 2002, p. 1157-1161.
18. S.B. Billick, E. Siedenburg, W. Burgett *et al.*, « Validation of the Mental Alternation Test with the Mini-Mental State Examination in geriatric psychiatric inpatients and normal controls », *Comprehensive Psychiatry*, 42(3), 2001, p. 202-205.
19. M.B. Ofstedal, G.G. Fisher et A.R. Herzog, *HRS/AHEAD Documentation Report,* Ann Arbor, MI, University of Michigan, 2005.
20. A.R. Herzog et R.B. Wallace, « Measures of cognitive functioning in the AHEAD Study », *Journals of Gerontology Series B, Psychological Sciences and Social Sciences*, 52 (special issue), 1997, p. 37-48.
21. A. Ardilia, F. Ostrosky-Solís et B. Bernal, « Cognitive testing toward the future: The example of Semantic Verbal Fluency (ANIMALS) », *International Journal of Psychology*, 41(5), 2006, p. 324-332.
22. E.L. Teng, « The Mental Alteration Test (MAT) », *The Clinical Neuropyschologist*, 9, 1995, p. 287.
23. H. Tuokko, R. Vernon-Wilkinson, J. Weir *et al.*, « Cued recall and early identification of dementia », *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 13, 1991, p. 871-879.
24. S. Tomaszewski Farias, D.A. Cahn-Weiner, D.J. Harvey *et al.*, « Longitudinal changes in memory and executive functioning are associated with longitudinal change in instrumental activities of daily living in older adults », *The Clinical Neuropsychologist*, 23, 2009, p. 446-461.
25. G. Ratcliffe, H. Dodge, M. Birzescu *et al.*, « Tracking cognitive functioning over time: Ten-year longitudinal data from a community-based sample », *Applied Neuropsychology*, 10(2), 2003, p. 76-88.
26. T. Tombaugh, J. Kozak et L. Rees, « Normative data stratified by age and education for two measures of verbal fluency: FAS and Animal Naming », *Archives of Clinical Neuropsychology*, 14(2), 1999, p. 167-177.
27. T.G. Jones, J.A. Schinka, R.D. Vanderplaeg *et al.*, « 3MS normative data for the elderly », *Archives of Clinical Neuropsychology*, 17, 2002, p. 171-177.
28. E.M. Tucker-Drob, K.E. Johnson et R.N. Jones, « The cognitive reserve hypothesis: A longitudinal examination of age-associated declines in reasoning and processing speed », *Developmental Psychology*, 45, 2009, p. 431-446.
29. G.B. Frisoni, L. Fratiglioni, J. Fastbom *et al.*, « Mild cognitive impairment in the population and physical health: Data on 1,435 individuals aged 75 to 95 », *The Journals of Gerontology*, 55A(6), 2000, p. M322-M328.
30. J.D. Walker, C.J. Maxwell, D.B. Hogan *et al.*, « Does self-rated health predict survival in older persons with cognitive impairment? », *Journal of the American Geriatric Society*, 52, 2004, p. 1895-1900.
31. E.J.M. Bierman, H.C. Comijs, C. Jonker *et al.*, « Symptoms of anxiety and depression in the course of cognitive decline », *Dementia and Geriatric Cognitive Disorders*, 24, 2007, p. 213-219.
32. J.M. Bruce, R. Bhalla, H.J. Westervelt *et al.*, « Neuropsychological correlates of self-reported depression and self-reported cognition among patients with mild cognitive impairment », *Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology*, 21(1), 2008, p. 34-40.
33. O.L. Lopez, W.J. Jagust, C. Dulberg *et al.*, « Risk factors for mild cognitive impairment in the cardiovascular health study cognition study », *Archives of Neurology*, 60, 2003, p. 1394-1399.
34. K. Holmen, K. Ericsson et B. Winblad, « Social and emotional loneliness among non-demented and demented elderly people », *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 31, 2000, p. 177-192.
35. R.S. Wilson, K.R. Krueger, S.E. Arnold *et al.*, « Loneliness and risk of Alzheimer disease », *Archives of General Psychiatry*, 64, 2007, p. 234-240.
36. T.G. Jones, L.J. Rapport, R.A. Hanks *et al.*, « Cognitive and psychosocial predictors of subjective well-being in urban older adults », *Clinical Neuropsychologist*, 17, 2003, p. 3-18.
37. A.I. Berg, L.B. Hassing, G.E. McClearn *et al.*, « What matters for life satisfaction in the oldest-old? », *Aging and Mental Health*, 10, 2006, p. 257-264.

38. F. Nourhashémi, S. Andrieu, S. Gillette-Guyonnet *et al.*, « Instrumental activities of daily living as a potential marker of frailty: A study of 7364 community-dwelling elderly women (the EPIDOS Study) », *The Journals of Gerontology*, 56A, 2001, p. M448-M453.

39. F.S. Pereira, M.S. Yassuda, A.M. Oliveira *et al.*, « Executive dysfunction correlates with impaired functional status in older adults with varying degrees of cognitive impairment », *International Psychogeriatrics*, 20, 2008, p. 1104-1115.

40. J. Razani, R. Casas, J. Wong *et al.*, « The relationship between executive functioning and activities of daily living in patients with relatively mild dementia », *Applied Neuropsychology*, 14, 2007, p. 1-7.

41. G.J. Beissels, S. Staekenborg, E. Brunner *et al.*, « Risk of dementia in diabetes mellitus: a systematic review », *Lancet Neurology*, 5, 2006, p. 64-74.

42. M.W.J. Strachan, F.M.E. Ewing, I.J. Deary *et al.*, « Is Type II diabetes associated with an increased risk in cognitive dysfunction? », *Diabetes Care,* 20(3), 1997, p. 438-445.

43. E. van den Berg, A.J.M. de Craen, G.J. Biessel *et al.*, « The impact of diabetes mellitus on cognitive decline in the oldest of the old: a prospective population-based study », *Diabetologia*, 49, 2006, p. 2015-2023.

44. T. Luck, S.G. Riedel-Heller, H. Kaduszkiewicz *et al.*, « Mild cognitive impairment in general practice: Age-specific prevalence and correlate results from the German Study on Ageing, Cognition and Dementia in Primary Care Patients (AgeCoDe) », *Dementia and Geriatric Cognitive Disorders*, 24, 2007, p. 307-316.

45. A. Cherubini, D.T. Lowenthal, E. Paran *et al.*, « Hypertension and cognitive function in the elderly », *Dis Mon*, 56, 2010, p. 106-147.

46. S.B. Rafnsson, I.J. Deary, F.B. Smith *et al.*, « Cardiovascular diseases and decline in cognitive function in an elderly community population: The Edinburgh artery study », *Psychosomatic Medicine*, 69, 2007, p. 425-434.

47. C.C. Colenda, C. Legault, S.R. Rapp *et al.*, « Psychiatric disorders and cognitive dysfunction among older, postmenopausal women: Results from the women's health initiative memory study », *American Journal of Geriatric Psychiatry*, 18, 2010, p. 177-186.

48. P.B. Rosenberg, M.M. Mielke, Q. Xue *et al.*, « Depressive symptoms predict incident cognitive impairment in cognitive healthy older women », *American Journal of Geriatric Psychiatry*, 18, 2010, p. 204-211.

49. G.G. Fillenbaum et M.A. Smyer, « The development, validity, and reliability of the Oars Multidimentional Functional Assessment Questionnaire », *Journal of Gerontology*, 36, 1981, p. 428-434.

50. M.E. Hughes, L.J. Waite, L.C. Hawkley *et al.*, « A short scale for measuring loneliness in large surveys: Results from two population based studies », *Research on Aging*, 26, 2004, p. 655-672.

51. D. Feeney, W. Furlong, G.W. Torrance *et al.*, « Multiattribute and single-attribute utility functions for the Health Utilities Index mark 3 system », *Medical Care*, 40, 2002, p. 113-128.

52. Y. Feng, J. Bernier, C. McIntosh *et al.*, « Validation des catégories d'incapacité dérivées des scores du Health Utilities Index Mark 3 », *Rapports sur la santé*, 20(2), 2009, p. 45-53 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

53. J. Horsman, W. Furlong, D. Feeney *et al.*, « The Health Utilities Index (HUI): Concepts, measurement properties and applications », *Health and Quality of Life Outcomes*, 2003, p. 1.

54. H. Kavirajan, C.D. Hays, S. Vassar *et al.*, « Responsiveness and construct validity of the health utilities index in patients with dementia », *Medical Care*, 47, 2009, p. 651-661.

55. H. Tuokko et T.S. Woodward, « Development and validation of a demographic correction system for neuropsychological measures used in the Canadian Study of Health and Aging », *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 18(4), 1996, p. 479-616.

56. J.C. Pierce et R.G. Cornell, « Integrating stratum-specific likelihood ratios with the analysis of ROC curves », *Medical Decision Making*, 13, 1993, p. 141-151.

57. T.A. Furukawa, D.P. Goldberg, S. Rabe-Hesketh *et al.*, « Stratum-specific likelihood ratios of two versions of the General Health Questionnaire », *Psychological Medicine*, 31, 2001, p. 519-529.

58. K. Wada, K. Tamaka, G. Theriault *et al.*, « Application of the stratum-specific likelihood ratio (SSLR) analysis to results of a depressive symptoms screening survey among Japanese workers », *Society of Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 42, 2007, p. 410-413.

59. N. Schmitz, J. Kruse et W. Ress, « Application of stratum-specific likelihood ratios in mental health screening », *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 35, 2000, p. 375-379.

60. 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.

61. L. Backman, S. Jones, B.J. Small *et al.*, « Rate of cognitive decline in preclinical Alzheimer's disease: The role of comorbidity », *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, 58B, 2003, p. P228-P236.

62. K.C. Johnson, K.L. Margolis, M.A. Espeland *et al.*, « A prospective study of the effect of hypertension and baseline blood pressure on cognitive decline and dementia in postmenopausal women: The women's health initiative memory study », *Journal of the American Geriatric Society*, 56, 2008, p. 1449-1458.

63. R. Peters, R. Poulter, N. Beckett *et al.*, « Cardiovascular and biochemical risk factors for incident dementia in the Hypertension in the Very Elderly Trial », *Journal of Hypertension*, 27, 2009, p. 2055-2062.

64. M. Muller, D.E. Grobbee, A. Aleman *et al.*, « Cardiovascular disease and cognitive performance in middle-aged and elderly men », *Atherosclerosis*, 190, 2007, p. 143-149.

Annexe

Tableau A
Répartition en pourcentage des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), selon le score de rappel différé et certaines caractéristiques de la santé, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

	Score T de rappel différé				
Caractéristiques de la santé	Faible 0 à 34	35 à 44	45 à 54	55 à 64	Élevé 65 et plus
			%		
Total	**5,6**	**23,7**	**39,2**	**23,4**	**8,1**
Autoévaluation de la santé générale					
Passable/mauvaise	5,8	29,1	40,6	19,2	5,2
Excellente/très bonne/bonne	5,6	22,8	39,0	24,1	8,5
Autoévaluation de la santé mentale					
Passable/mauvaise	6,2[E]	36,2	40,6	12,9	4,2[E]
Excellente/très bonne/bonne	5,6	23,0	39,1	24,0	8,3
Activités de la vie quotidienne					
Pas de déficit	6,6	31,4	38,1	18,0	5,9[E]
Déficit léger/modéré/grave/total	5,5	23,0	39,3	23,9	8,3
Satisfaction à l'égard de la vie					
Faible	8,1	27,8	40,3	18,4	5,4
Pas faible	5,2	22,9	39,0	24,4	8,6
Dépression					
Probabilité égale ou supérieure à 0,9	6,9[E]	25,9	38,4	20,0	8,7[E]
Probabilité inférieure à 0,9	5,5	23,5	39,3	23,7	8,1
Solitude					
Grande	7,9	26,0	38,5	21,0	6,6
Pas grande	5,3	23,3	39,4	23,7	8,3
Mémoire					
Capable de se souvenir de la plupart des choses	5,4	22,9	39,3	23,8	8,6
Plutôt porté à oublier / très porté à oublier / incapable de se souvenir de quoi que ce soit	6,3	26,3	38,8	22,3	6,4
Capacité de penser clairement et de résoudre des problèmes					
Capable de penser clairement / résoudre des problèmes	5,3	23,4	39,2	23,8	8,3
Éprouve un peu de / une certaine / beaucoup de difficulté / Incapable	9,9	27,1	39,2	19,1	4,6[E]
Trouble neurologique					
Oui	9,8[E]	32,1	39,0	16,6	F
Non	5,5	23,5	39,2	23,6	8,2
Trouble vasculaire					
Oui	4,6	25,0	39,8	23,0	7,6
Non	6,4	22,7	38,8	23,7	8,4
Trouble psychiatrique					
Oui	7,3	26,9	39,4	20,1	6,3
Non	5,4	23,3	39,2	23,8	8,3

[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
F trop peu fiable pour être publié (coefficient de variation de plus de 33,3 %)
Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Tableau B
Répartition en pourcentage des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), selon le score du test des noms d'animaux et certaines caractéristiques de la santé, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

	Score T du test des noms d'animaux				
Caractéristiques de la santé	Faible 0 à 34	35 à 44	45 à 54	55 à 64	Élevé 65 et plus
			%		
Total	**7,4**	**24,9**	**36,6**	**23,2**	**7,8**
Autoévaluation de la santé générale					
Passable/mauvaise	9,0	30,0	37,3	18,4	5,3
Excellente/très bonne/bonne	7,1	24,0	36,5	24,0	8,3
Autoévaluation de la santé mentale					
Passable/mauvaise	12,7	31,5	34,1	16,4	5,4[E]
Excellente/très bonne/bonne	7,1	24,5	36,8	23,6	8,0
Activités de la vie quotidienne					
Pas de déficit	7,4	24,3	36,5	23,8	8,0
Déficit léger/modéré/grave/total	7,6	31,2	37,5	18,0	5,7
Satisfaction à l'égard de la vie					
Faible	12,4	30,3	32,8	18,1	6,3
Pas faible	6,6	23,9	37,3	24,2	8,1
Dépression					
Probabilité égale ou supérieure à 0,9	9,2[E]	22,5	34,6	26,2	7,5
Probabilité inférieure à 0,9	7,3	25,0	36,7	23,1	7,8
Solitude					
Grande	9,6	28,7	34,0	20,6	7,0
Pas grande	7,1	24,4	37,0	23,6	7,9
Mémoire					
Capable de se souvenir de la plupart des choses	6,7	24,4	37,1	23,5	8,3
Plutôt porté à oublier / très porté à oublier / incapable de se souvenir de quoi que ce soit	9,7	26,6	35,2	22,4	6,2
Capacité de penser clairement et de résoudre des problèmes					
Capable de penser clairement / résoudre des problèmes	6,9	24,5	36,7	23,8	8,1
Éprouve un peu de / une certaine / beaucoup de difficulté / Incapable	13,4	30,3	35,2	16,5	4,6[E]
Trouble neurologique					
Oui	12,2	26,9	39,2	16,7	5,1[E]
Non	7,3	24,9	36,5	23,4	7,9
Trouble vasculaire					
Oui	7,0	24,7	38,7	22,9	6,8
Non	7,8	25,2	34,9	23,5	8,6
Trouble psychiatrique					
Oui	8,3	27,3	37,3	21,9	5,2
Non	7,3	24,7	36,5	23,4	8,1

[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Tableau C
Répartition en pourcentage des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), selon le score du test d'alternance mentale et certaines caractéristiques de la santé, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

	Score T du test d'alternance mentale				
Caractéristiques de la santé	Faible 0 à 34	35 à 44	45 à 54	55 à 64	Élevé 65 et plus
			%		
Total	6,5	23,2	36,4	26,0	7,9
Autoévaluation de la santé générale					
Passable/mauvaise	8,4	32,4	36,7	17,7	4,9
Excellente/très bonne/bonne	6,1	21,7	36,3	27,4	8,4
Autoévaluation de la santé mentale					
Passable/mauvaise	10,0	32,8	32,1	20,3	4,8[E]
Excellente/très bonne/bonne	6,2	22,7	36,6	26,4	8,1
Activités de la vie quotidienne					
Pas de déficit	6,4	22,4	36,2	26,8	8,2
Déficit léger/modéré/grave/total	7,3	30,6	37,6	19,2	5,3
Satisfaction à l'égard de la vie					
Faible	9,0	28,9	34,6	21,8	5,6
Pas faible	6,0	22,2	36,8	26,8	8,3
Dépression					
Probabilité égale ou supérieure à 0,9	6,9[E]	25,1	34,7	28,1	5,2[E]
Probabilité inférieure à 0,9	6,4	23,0	36,6	25,9	8,1
Solitude					
Grande	8,6	26,6	36,1	22,7	6,0
Pas grande	6,2	22,7	36,5	26,4	8,2
Mémoire					
Capable de se souvenir de la plupart des choses	6,2	22,3	36,6	26,5	8,4
Plutôt porté à oublier / très porté à oublier / incapable de se souvenir de quoi que ce soit	7,3	26,1	35,6	24,5	6,4
Capacité de penser clairement et de résoudre des problèmes					
Capable de penser clairement / résoudre des problèmes	6,0	22,6	36,3	26,8	8,3
Éprouve un peu de / une certaine / beaucoup de difficulté / Incapable	11,4	30,8	36,8	17,5	3,6
Trouble neurologique					
Oui	11,9[E]	29,5	34,2	18,6	5,8[E]
Non	6,3	23,1	36,4	26,3	8,0
Trouble vasculaire					
Oui	6,4	24,7	37,2	23,6	8,2
Non	6,5	22,0	35,8	28,0	7,7
Trouble psychiatrique					
Oui	7,1	25,6	33,4	27,4	6,6[E]
Non	6,4	23,0	36,7	25,9	8,1

[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Tableau D
Rapports de vraisemblance par strate (RVS) pour certaines caractéristiques de la santé des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), selon le score de rappel différé, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

	Score T de rappel différé														
	0 à 34			35 à 44			45 à 54			55 à 64			65 et plus		
		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 de la santé	RVS	de	à	RVS	de	à	RVS	de	à	RVS	de	à	RVS	de	à
Autoévaluation de la santé générale faible	1,03	1,02	1,04	1,28	1,27	1,28	1,04	1,04	1,04	0,80	0,80	0,80	0,62	0,61	0,62
Autoévaluation de la santé mentale faible	1,10	1,09	1,11	1,57	1,57	1,58	1,04	1,03	1,04	0,54	0,53	0,54	0,51	0,50	0,52
Difficulté à vaquer aux activités de la vie quotidienne	1,19	1,18	1,20	1,37	1,36	1,37	0,97	0,97	0,97	0,75	0,75	0,75	0,71	0,71	0,72
Satisfaction à l'égard de la vie faible	1,57	1,56	1,58	1,21	1,21	1,22	1,03	1,03	1,04	0,76	0,75	0,76	0,63	0,62	0,63
Probabilité élevée de dépression	1,09	1,08	1,10	1,11	1,10	1,11	0,96	0,96	0,97	0,87	0,86	0,87	1,20	1,19	1,21
Grande solitude	1,49	1,48	1,50	1,12	1,11	1,12	0,98	0,98	0,98	0,88	0,88	0,89	0,79	0,79	0,80
Incapable de se souvenir des choses	1,16	1,15	1,16	1,15	1,14	1,15	0,99	0,98	0,99	0,94	0,94	0,94	0,74	0,74	0,75
Incapable de penser clairement / résoudre des problèmes	1,87	1,85	1,88	1,16	1,15	1,16	1,00	1,00	1,00	0,81	0,80	0,81	0,56	0,55	0,56
Trouble neurologique	1,77	1,75	1,79	1,37	1,36	1,38	0,99	0,99	1,00	0,70	0,70	0,71	0,31	0,31	0,32
Trouble vasculaire	0,71	0,71	0,72	1,10	1,10	1,10	1,03	1,03	1,03	0,97	0,97	0,97	0,91	0,90	0,91
Trouble psychiatrique	1,34	1,33	1,35	1,16	1,15	1,16	1,00	1,00	1,01	0,84	0,84	0,85	0,77	0,76	0,77

Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Tableau E
Rapports de vraisemblance par strate (RVS) pour certaines caractéristiques de la santé des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), selon le score du test des noms d'animaux, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

	Score T du test des noms d'animaux														
	0 à 34			35 à 44			45 à 54			55 à 64			65 et plus		
		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 de la santé	RVS	de	à	RVS	de	à	RVS	de	à	RVS	de	à	RVS	de	à
Autoévaluation de la santé générale faible	1,27	1,26	1,27	1,25	1,24	1,25	1,02	1,02	1,02	0,77	0,76	0,77	0,64	0,64	0,65
Autoévaluation de la santé mentale faible	1,78	1,77	1,79	1,29	1,28	1,29	0,93	0,92	0,93	0,69	0,69	0,70	0,67	0,67	0,68
Difficulté à vaquer aux activités de la vie quotidienne	1,02	1,01	1,03	1,28	1,28	1,29	1,03	1,03	1,03	0,76	0,75	0,76	0,71	0,71	0,72
Satisfaction à l'égard de la vie faible	1,89	1,89	1,90	1,27	1,27	1,27	0,88	0,88	0,88	0,75	0,75	0,75	0,78	0,78	0,79
Probabilité élevée de dépression	1,20	1,19	1,20	0,87	0,87	0,87	0,98	0,98	0,98	1,16	1,16	1,17	0,86	0,85	0,86
Grande solitude	1,36	1,35	1,37	1,18	1,17	1,18	0,92	0,92	0,92	0,87	0,87	0,88	0,89	0,88	0,89
Incapable de se souvenir des choses	1,43	1,43	1,44	1,09	1,09	1,09	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,96	0,75	0,74	0,75
Incapable de penser clairement / résoudre des problèmes	1,94	1,93	1,95	1,24	1,23	1,24	0,96	0,96	0,96	0,69	0,69	0,70	0,57	0,57	0,58
Trouble neurologique	1,67	1,66	1,69	1,08	1,07	1,09	1,07	1,07	1,08	0,71	0,71	0,72	0,64	0,63	0,65
Trouble vasculaire	0,90	0,89	0,90	0,98	0,98	0,98	1,11	1,11	1,11	0,97	0,97	0,98	0,78	0,78	0,79
Trouble psychiatrique	1,13	1,12	1,13	1,11	1,10	1,11	1,02	1,02	1,02	0,94	0,93	0,94	0,64	0,64	0,65

Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Tableau F
Rapports de vraisemblance par strate (RVS) pour certaines caractéristiques de la santé des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), selon le score du test d'alternance mentale, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

	Score T du test d'alternance mentale														
	0 à 34			35 à 44			45 à 54			55 à 64			65 et plus		
		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 de la santé	RVS	de	à	RVS	de	à	RVS	de	à	RVS	de	à	RVS	de	à
Autoévaluation de la santé générale faible	1,36	1,35	1,37	1,49	1,49	1,50	1,01	1,01	1,01	0,64	0,64	0,65	0,58	0,58	0,59
Autoévaluation de la santé mentale faible	1,61	1,59	1,62	1,45	1,44	1,45	0,88	0,87	0,88	0,77	0,76	0,77	0,59	0,59	0,60
Difficulté à vaquer aux activités de la vie quotidienne	1,15	1,15	1,16	1,36	1,36	1,37	1,04	1,03	1,04	0,72	0,71	0,72	0,65	0,64	0,65
Satisfaction à l'égard de la vie faible	1,51	1,50	1,52	1,31	1,30	1,31	0,94	0,94	0,94	0,81	0,81	0,82	0,68	0,68	0,68
Probabilité élevée de dépression	1,11	1,10	1,12	1,04	1,04	1,05	0,97	0,97	0,98	1,08	1,08	1,09	0,65	0,64	0,66
Grande solitude	1,40	1,39	1,41	1,17	1,17	1,17	0,99	0,99	0,99	0,86	0,86	0,86	0,73	0,72	0,73
Incapable de se souvenir des choses	1,18	1,17	1,18	1,17	1,17	1,17	0,97	0,97	0,98	0,93	0,92	0,93	0,77	0,76	0,77
Incapable de penser clairement / résoudre des problèmes	1,88	1,87	1,89	1,36	1,36	1,37	1,01	1,01	1,01	0,65	0,65	0,66	0,43	0,43	0,44
Trouble neurologique	1,88	1,86	1,90	1,28	1,27	1,29	0,94	0,94	0,94	0,71	0,70	0,71	0,73	0,72	0,74
Trouble vasculaire	0,98	0,97	0,98	1,12	1,12	1,12	1,04	1,04	1,04	0,84	0,84	0,84	1,06	1,05	1,06
Trouble psychiatrique	1,11	1,10	1,12	1,12	1,11	1,12	0,91	0,91	0,91	1,06	1,05	1,06	0,81	0,81	0,82

Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Tableau G
Rapports de cotes reliant certaines caractéristiques de l'état de santé des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), selon le score de rappel différé, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

			Score T de rappel différé											
			0 à 34			35 à 44			45 à 54			55 à 64		
	Nombre corrigé de degrés de liberté	Khi-carré corrigé	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 la santé				de	à		de	à		de	à		de	à
Autoévaluation de la santé générale faible	3,89	28,86	1,67	1,10	2,53	2,07	1,44	2,98	1,69	1,21	2,35	1,30	0,91	1,83
Autoévaluation de la santé mentale faible	3,43	38,94	2,16	1,24	3,74	3,08	1,91	4,98	2,03	1,29	3,21	1,05	0,65	1,69
Difficulté à vaquer aux activités de la vie quotidienne	3,30	23,94	1,67	0,97	2,90	1,92	1,18	3,14	1,36	0,84	2,21	1,05	0,64	1,73
Satisfaction à l'égard de la vie faible	3,71	29,47	2,51	1,64	3,82	1,93	1,40	2,67	1,65	1,24	2,20	1,21	0,89	1,65
Probabilité élevée de dépression	3,86	3,07	1,17	0,60	2,27	1,02	0,63	1,67	0,90	0,56	1,47	0,78	0,46	1,34
Grande solitude	3,97	12,05	1,88	1,22	2,89	1,41	1,00	1,98	1,23	0,88	1,73	1,11	0,79	1,57
Incapable de se souvenir des choses	3,93	10,67	1,56	1,07	2,27	1,55	1,17	2,04	1,33	1,01	1,74	1,26	0,94	1,70
Incapable de penser clairement / résoudre des problèmes	3,77	18,96	3,36	1,72	6,58	2,09	1,15	3,80	1,80	0,98	3,30	1,45	0,76	2,75
Trouble neurologique	3,77	20,40	5,65	2,34	13,66	4,38	1,97	9,72	3,17	1,43	7,06	2,25	0,98	5,14
Trouble vasculaire	3,93	12,07	0,79	0,58	1,07	1,21	0,96	1,53	1,13	0,92	1,40	1,07	0,86	1,32
Trouble psychiatrique	3,88	9,67	1,75	1,07	2,84	1,51	1,04	2,19	1,31	0,91	1,88	1,10	0,75	1,61

Nota : La catégorie de référence est la catégorie des scores T de 65 et plus.
Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Tableau H
Rapports de cotes reliant certaines caractéristiques de l'état de santé des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), selon le score du test des noms d'animaux, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

			Score T du test des noms d'animaux											
			0 à 34			35 à 44			45 à 54			55 à 64		
Caractéristiques de la santé	Nombre corrigé de degrés de liberté	Khi-carré corrigé	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Autoévaluation de la santé générale faible	3,82	39,18	1,97	1,42	2,75	1,95	1,50	2,53	1,59	1,24	2,04	1,19	0,91	1,57
Autoévaluation de la santé mentale faible	3,62	27,76	2,64	1,59	4,38	1,91	1,19	3,06	1,38	0,88	2,14	1,03	0,69	1,55
Difficulté à vaquer aux activités de la vie quotidienne	3,92	34,77	1,43	0,98	2,09	1,80	1,30	2,48	1,44	1,05	1,97	1,06	0,77	1,47
Satisfaction à l'égard de la vie faible	3,70	57,94	2,42	1,70	3,43	1,62	1,23	2,14	1,12	0,85	1,48	0,96	0,71	1,28
Probabilité élevée de dépression	3,55	3,60	1,31	0,76	2,25	0,94	0,66	1,33	0,98	0,70	1,39	1,18	0,82	1,72
Grande solitude	3,86	14,20	1,53	1,02	2,30	1,33	0,97	1,82	1,04	0,77	1,40	0,98	0,72	1,34
Incapable de se souvenir des choses	3,68	19,96	1,92	1,43	2,58	1,46	1,17	1,81	1,27	1,03	1,56	1,28	1,01	1,61
Incapable de penser clairement / résoudre des problèmes	3,67	36,37	3,38	2,09	5,47	2,16	1,44	3,24	1,67	1,12	2,50	1,21	0,77	1,90
Trouble neurologique	3,78	13,17	2,61	1,20	5,66	1,68	0,84	3,37	1,67	0,85	3,30	1,11	0,51	2,41
Trouble vasculaire	3,90	13,50	1,14	0,87	1,50	1,25	1,03	1,52	1,41	1,17	1,71	1,24	1,02	1,52
Trouble psychiatrique	3,68	7,87	1,75	1,16	2,65	1,72	1,25	2,36	1,59	1,18	2,13	1,46	1,06	2,00

Nota : La catégorie de référence est la catégorie des scores T de 65 et plus.
Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.

Tableau I
Rapports de cotes reliant certaines caractéristiques de l'état de santé des participants au module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé (2009), selon le score du test d'alternance mentale, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris

			Score T du test d'alternance mentale											
			0 à 34			35 à 44			45 à 54			55 à 64		
Caractéristiques de la santé	Nombre corrigé de degrés de liberté	Khi-carré corrigé	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Autoévaluation de la santé générale faible	3,83	99,35	2,34	1,67	3,28	2,56	1,95	3,37	1,74	1,31	2,30	1,11	0,84	1,46
Autoévaluation de la santé mentale faible	3,78	26,20	2,71	1,55	4,74	2,44	1,38	4,32	1,48	0,86	2,55	1,30	0,74	2,27
Difficulté à vaquer aux activités de la vie quotidienne	3,92	57,02	1,78	1,25	2,51	2,10	1,58	2,79	1,60	1,20	2,12	1,10	0,83	1,47
Satisfaction à l'égard de la vie faible	3,89	42,25	2,23	1,54	3,23	1,92	1,44	2,57	1,39	1,06	1,81	1,20	0,90	1,59
Probabilité élevée de dépression	3,90	4,80	1,69	0,93	3,07	1,70	1,07	2,71	1,48	0,94	2,32	1,68	1,06	2,67
Grande solitude	3,78	16,45	1,92	1,26	2,92	1,60	1,18	2,19	1,36	1,00	1,85	1,18	0,86	1,62
Incapable de se souvenir des choses	3,89	15,72	1,53	1,11	2,11	1,52	1,19	1,94	1,27	1,01	1,58	1,20	0,94	1,54
Incapable de penser clairement / résoudre des problèmes	3,59	47,03	4,35	2,67	7,09	3,15	2,15	4,60	2,34	1,61	3,39	1,51	1,00	2,29
Trouble neurologique	3,87	21,92	2,58	1,28	5,22	1,76	0,98	3,16	1,29	0,70	2,36	0,97	0,51	1,83
Trouble vasculaire	3,95	17,98	0,92	0,71	1,20	1,06	0,87	1,30	0,98	0,81	1,18	0,80	0,65	0,97
Trouble psychiatrique	3,93	4,96	1,37	0,83	2,25	1,37	0,90	2,09	1,12	0,75	1,68	1,30	0,86	1,96

Nota : La catégorie de référence est la catégorie des scores T de 65 et plus.
Source : Module de la cognition de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Vieillissement en santé, 2009.



PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES
DISPONIBLES À

www.statcan.gc.ca

Erratum

Des erreurs ont été découvertes dans l'article « Disparités selon le revenu dans l'espérance de vie ajustée sur la santé chez les adultes au Canada, 1991 à 2001 » par Cameron McIntosh, Philippe Finès, Russell Wilkins et Michael C. Wolfson dans **Rapports sur la santé***, volume 20, nº 4. Des corrections ont été faites en août 2010.*

Des erreurs de données ont été découvertes dans :

le tableau 4 (Espérance de vie ajustée sur la santé restante (années) à l'âge de 25 ans, selon le décile de revenu et le sexe, Canada, 1991 à 2001), la figure 1 (Espérance de vie et espérance de vie ajustée sur la santé restantes à l'âge de 25 ans, selon le décile de revenu, hommes, Canada, 1991 à 2001), la figure 2 (Espérance de vie et espérance de vie ajustée sur la santé restantes à l'âge de 25 ans, selon le décile de revenu, femmes, Canada, 1991 à 2001) et le tableau C en annexe (Espérance de vie ajustée sur la santé restante à l'âge de 25 ans, selon le niveau de scolarité le plus élevé et le sexe, Canada, 1991 à 2001).

Les données de ces tableaux et graphiques ont été corrigées et remplacées dans les versions HTML et PDF.

Le texte a été révisé comme suit afin de refléter ces corrections :

Résultats
Écarts dans l'espérance de vie ajustée sur la santé

Troisième phrase (page 64) :

Les différences d'espérance de vie ajustée sur la santé entre le décile de revenu le plus élevé et le décile de revenu le plus faible sont de 14,1 ans pour les hommes et de 9,5 ans pour les femmes, tandis que les différences correspondantes pour l'espérance de vie classique sont de seulement 7,4 ans et 4,5 ans, respectivement.

Discussion

Premier paragraphe, troisième phrase (page 65) :

Chez les hommes ainsi que chez les femmes, la différence d'espérance de vie ajustée sur la santé restante à l'âge de 25 ans entre les groupes de revenu le plus élevé et le plus faible était beaucoup plus importante que la différence correspondante d'espérance de vie globale, soit 6,8 ans de plus pour les hommes et 5,0 ans de plus pour les femmes.

Deuxième paragraphe, troisième phrase (page 65) :

En revanche, dans la présente analyse, qui porte sur l'espérance de vie ajustée sur la santé à l'âge de 25 ans, l'écart entre le décile de revenu le plus élevé et la moyenne globale est estimé à 5,8 ans pour les hommes et à 3,1 ans pour les femmes. Chez les hommes, l'écart observé est égal à environ deux fois l'effet de tous les types de cancer confondus, tandis que chez les femmes, il est similaire à cet effet.