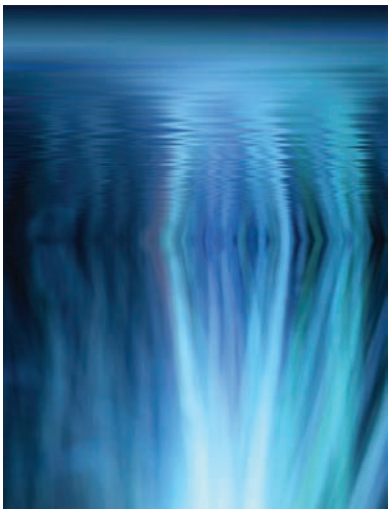
N° 82-003-X au catalogue

Rapports sur la santé

Vol. 19, n° 1



- Espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits au Canada, 1989 à 2003
- L'obésité et les habitudes alimentaires de la population autochtone
- Douleur chronique chez les personnes âgées au Canada
- Utilisation des soins de santé par les gais, les lesbiennes et les bisexuels au Canada
- Obtenir une seconde opinion – Information sur la santé et Internet
- Un algorithme permettant de différencier les diabétiques qui participent à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

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.ca**. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à **infostat@statcan.ca** ou par téléphone entre 8h30 et 16h30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

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
Renseignements concernant le Programme des services de dépôt	1-800-635-7943
Télécopieur pour le Programme des services de dépôt	1-800-565-7757
Centre de renseignements de Statistique Canada :	1-613-951-8116
Télécopieur	1-613-951-0581

Renseignements pour accéder ou commander le produit

Le produit n° 82-003-XIF au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à **www.statcan.ca** et de choisir la rubrique **Publications**.

Ce produit, n° 82-003-XPF 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

- Téléphone (Canada et États-Unis) 1-800-267-6677
- Télécopieur (Canada et États-Unis) 1-877-287-4369
- Courriel infostats@statcan.ca
- Poste Statistique Canada
  Division des finances
  Immeuble R.-H.-Coats, 6e étage
  100, 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, fi ables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. 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 dans le site **www.statcan.ca** sous **À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens**.

Nº 82-003-X au catalogue • Volume 19 Numéro 1

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, 2008

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

Mars 2008

Nº 82-003-XPF au catalogue, vol. 19, nº 1
ISSN 1492-7128

Nº 82-003-XIF au catalogue, vol. 19, nº 1
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

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

Rédactrice en chef
Christine Wright

Rédactrice principale
Mary Sue Devereaux

Rédactrice adjointe
Anne Marie Baxter

Gestionnaire de la production
Robert Pellarin

Administration
Amber Doy-Yat

Rédacteurs associés

David Buckeridge
Université McGill

Elizabeth Lin
Institut psychiatrique Clarke

Doug Manuel
Institut de recherche en services de santé

Nazeem Muhajarine
Université de la Saskatchewan

Georgia Roberts
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.ca/rapportssurlasanté*.

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.

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	préliminaire
r	rectifié
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'information et de la recherche sur la santé de Statistique Canada. Elle est mise en ligne chaque mois et paraît chaque trimestre en version imprimée. Les articles sont indexés dans Index Medicus et MEDLINE.

Pour s'informer des *Rapports sur la santé*, contacter la rédactrice en chef, Division de l'information et de la recherche sur la santé, Statistique Canada, immeuble R.-H.-Coats, 24e étage, Ottawa (Ontario) Canada, K1A 0T6.
Téléphone : 613-951-1765
Télécopieur : 613-951-3959
Courriel : christine.wright@statcan.ca

Comité de rédaction

Nancy Ross, rédactrice scientifique
Université McGill et Statistique Canada

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 et 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

Paul Veugelers
Université de l'Alberta

Michael Wolfson
Statistique Canada

Dans ce numéro

Travaux de recherche

Espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits au Canada, 1989 à 2003 7

par Russell Wilkins, Sharanjit Uppal, Philippe Finès, Sacha Senécal, Éric Guimond et Rene Dion

En 1991, l'espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits était d'environ 68 ans, soit dix ans de moins que dans l'ensemble du Canada. De 1991 à 2001, l'espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits n'a pas connu de hausse, même si elle a augmenté d'environ deux ans pour l'ensemble du Canada.

L'obésité et les habitudes alimentaires de la population autochtone 21

par Didier Garriguet

En 2004, les taux d'embonpoint/d'obésité et d'obésité des Autochtones âgés de 19 à 50 ans vivant à l'extérieur des réserves en Ontario et dans les provinces de l'Ouest étaient plus élevés que ceux des non-Autochtones. Ces différences rendent principalement compte des taux plus élevés chez les femmes autochtones.

Douleur chronique chez les personnes âgées au Canada...39

par Pamela L. Ramage-Morin

Plus du tiers des personnes âgées vivant dans des établissements de soins de santé de longue durée et plus du quart de celles résidant dans des ménages privés éprouvent de la douleur sur une base régulière. Des proportions importantes de ces personnes âgées indiquent que la douleur perturbe la plupart de leurs activités.

Utilisation des soins de santé par les gais, les lesbiennes et les bisexuels au Canada 57

par Michael Tjepkema

Les gais, les lesbiennes et les personnes bisexuelles n'ont pas le même comportement que les autres Canadiens en ce qui concerne l'obtention de soins de santé. Les différences d'utilisation des soins de santé sont particulièrement marquées chez les lesbiennes.

Santé en bref

☐ Obtenir une seconde opinion – Information sur la santé et Internet.....71

par Cathy Underhill et Larry McKeown

Près de 60 % des utilisateurs d'Internet à domicile ont utilisé Internet à un moment donné en 2005 pour rechercher de l'information sur la santé. Le plus souvent, les utilisateurs concernés par la santé recherchent des renseignements sur des maladies particulières et des renseignements sur les facteurs liés au mode de vie, comme le régime alimentaire, la nutrition et l'exercice.

Coup d'œil méthodologique

☐ Un algorithme permettant de différencier les diabétiques qui participent à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.....77

par Edward Ng, Kaberi Dasgupta et Jeffrey A. Johnson

L'application de l'algorithme de Ng-Dasgupta-Johnson aux données du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes produit une répartition 5 %-95 % des cas de diabète de type 1 et de type 2 parmi les participants à l'enquête qui déclarent faire du diabète.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À

www.statcan.ca

Espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits au Canada, 1989 à 2003

Russell Wilkins, Sharanjit Uppal, Philippe Finès, Sacha Senécal, Éric Guimond et Rene Dion

Résumé

Objectifs

Étant donné l'absence d'identificateurs sur les Autochtones dans les enregistrements de décès, les sources de données et les méthodes habituelles n'ont pu être utilisées pour estimer des indicateurs de base de la santé des Inuits au Canada. On a plutôt utilisé une approche fondée sur des données géographiques pour estimer l'espérance de vie de l'ensemble de la population des régions où vivent les Inuits.

Sources des données

Les données proviennent de la Base canadienne de données sur la mortalité et du Recensement.

Techniques d'analyse

On a déterminé les régions où au moins 33 % des résidents étaient des Inuits, sur la base des résultats du recensement. Les enregistrements de décès de la statistique de l'état civil pour la période de 1989 à 2003 inclusivement et les chiffres de population du recensement pour 1991, 1996 et 2001 ont servi à calculer des tables de mortalité abrégées pour les régions où vivent les Inuits, pour chacune des trois périodes de cinq ans centrées autour de ces années de recensement.

Principaux résultats

En 1991, l'espérance de vie à la naissance dans les régions où vivent les Inuits était d'environ 68 ans, soit dix ans de moins que dans l'ensemble du Canada. De 1991 à 2001, l'espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits n'a pas connu de hausse, même si elle a augmenté d'environ deux ans pour l'ensemble du Canada. Par conséquent, l'écart s'est élargi pour atteindre plus de 12 ans. L'espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits était généralement la plus élevée dans la région d'Inuvialuit (Territoires du Nord-Ouest) et dans le Nunavut (Territoire), suivi par le Nunatsiavut (Labrador) et le Nunavik (Québec). Même si ces résultats ne sont pas propres à la population inuite, de telles méthodes fondées sur les données géographiques peuvent être utilisées avec tout ensemble de données administratives comprenant des codes postaux ou des codes de localité au niveau de la municipalité.

Mots-clés

Groupes ethniques, mortalité infantile, Territoires du Nord-Ouest, Nunavut, statistique de l'état civil

Auteurs

Russell Wilkins (1-613-951-5305; russell.wilkins@statcan.ca), Sharanjit Uppal et Philippe Finès travaillent à la Division de l'information et de la recherche sur la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6. Sacha Senécal et Éric Guimond travaillent à la Direction de la recherche et de l'analyse, Affaires indiennes et du Nord Canada. Rene Dion travaille à la Direction générale de la santé des Premières nations et des Inuits, Santé Canada.

Selon le Recensement de 2001, 976 000 Canadiens (3 % de la population totale) s'identifient comme Autochtones : membres des Premières nations (Amérindiens), Métis ou Inuits. Environ 5 % des personnes déclarant une identité autochtone, soit plus de 45 000, sont des Inuits. Les Inuits sont les descendants des Autochtones, qui ont historiquement vécu dans les régions arctiques du Canada, en Alaska, au Groenland et en Sibérie. La plupart des Inuits du Canada vivent maintenant dans l'une des quatre régions suivantes : la région d'Inuvialuit (le long de la côte arctique des Territoires du Nord-Ouest), le Nunavut (territoire de l'Arctique de l'est), le Nunavik (nord du Québec), et le Nunatsiavut (côte nord du Labrador).

Des données sur l'identité inuite sont recueillies pour les décès qui se produisent dans les deux territoires du nord du Canada – les Territoires du Nord-Ouest et le Nunavut – mais pas pour les décès qui se produisent dans les provinces. Par conséquent, étant donné que le cinquième des décès d'habitants des Territoires du Nord-Ouest et du Nunavut se produisent dans les provinces[1], et que 20 % de l'ensemble

de la population inuite du Canada (selon les questions d'auto-identification du recensement) réside dans les provinces, les indicateurs de base de la santé, comme l'espérance de vie à la naissance, ne peuvent être estimés pour les Inuits à partir des sources de données et des méthodes courantes.

Par le passé, on calculait l'espérance de vie à partir de données de listes nominales (qui ne sont plus disponibles) des Inuits dans les anciens Territoires du Nord-Ouest (qui comprenaient l'actuel Nunavut) et au Nunavik (nord du Québec) pour la période de 1941-1950 à 1978-1982 inclusivement[2,3]. L'espérance de vie à la naissance de la population inuite des anciens Territoires du Nord-Ouest a augmenté, passant de 29 ans en 1941-1950 (soit 38 ans de moins que pour l'ensemble du Canada), à 37 ans en 1951-1960 (33 ans de moins), à 51 ans en 1963-1966 (21 ans de moins) et à 66 ans en 1978-1982 (19 ans de moins)[4]. Dans le cas des Inuits du Nunavik, l'espérance de vie en 1984-1988 était inférieure de 14 ans à celle de l'ensemble de la population du Québec[5].

Des chiffres sur l'espérance de vie sont publiés régulièrement pour la région sociosanitaire du Nunavik au Québec, et depuis 2000, pour le Nunavut, chiffres qui englobent l'ensemble de la population de ces deux régions, y compris la population non inuite. Les résultats pour 2000-2002[6] montrent que l'espérance de vie à la naissance était d'environ 67 ans au Nunavik et d'environ 69 ans au Nunavut, soit environ 13 et 11 ans de moins que pour l'ensemble du Canada pour la même période. Toutefois, les estimations sont fondées sur trois années de décès seulement; les résultats antérieurs pour l'actuel Nunavut ne sont pas disponibles, et aucun chiffre n'a été publié pour les régions peuplées d'Inuits des Territoires du Nord-Ouest et du Labrador.

Par conséquent, il n'existe actuellement pas d'estimations de l'espérance de vie au niveau national pour la composante inuite de la population canadienne. Afin de combler partiellement ces lacunes dans les données, on a eu recours à une approche fondée sur des données géographiques pour calculer l'espérance de vie de l'ensemble des régions où vivent les Inuits du Canada, sur une période de 15 ans.

Méthodes

On a déterminé les régions comptant une proportion relativement élevée d'habitants inuits. Les enregistrements de décès de la statistique de l'état civil et les chiffres de population du recensement ont servi à calculer des mesures de l'espérance de vie pour ces régions.

À partir des questions du recensement, l'appartenance à un group autochtone peut être déterminée sur la base de l'ascendance, du statut juridique (dans le cas des Premières nations) ou de l'auto-identification. La question sur l'auto-identification a servi à sélectionner les collectivités pour la présente étude. Le choix est important dans le cas des Premières nations, mais a moins de poids pour les Inuits, étant donné que la plupart de ceux qui déclarent une ascendance inuite s'identifient aussi comme des Inuits[7,8].

Selon la question du recensement sur l'identité autochtone, la plupart des Inuits du Canada vivent au Nunavut, suivi par le Nunavik, la région d'Inuvialuit et le Nunatsiavut et, dans chacune de ces régions, la majorité des habitants s'identifient comme Inuits. Les collectivités de résidence correspondantes peuvent être facilement déterminées à partir de codes de localité fondés sur les noms de localité, lesquels figurent toujours dans les enregistrements de décès de la statistique de l'état civil. Les codes postaux, qui peuvent aussi servir à définir ces collectivités, sont souvent absents des enregistrements de décès du Nunavut et des Territoires du Nord-Ouest.

Dans une subdivision de recensement donnée, si la proportion observée d'habitants qui s'identifient comme Inuits était égale ou supérieure à un seuil déterminé, elle a été incluse dans la liste des régions où vivent les Inuits. Lorsque deux collectivités partageaient le même code postal rural, comme Kuujjuarapik (où prédominent les Inuits) et Whapmagoostui (où prédominent les Cris) dans le nord du Québec, la population des deux collectivités a été combinée avant le calcul de la proportion d'Inuits, étant donné l'incertitude liée à la détermination de la subdivision de recensement sur la base du code postal (ou du nom de communauté postale).

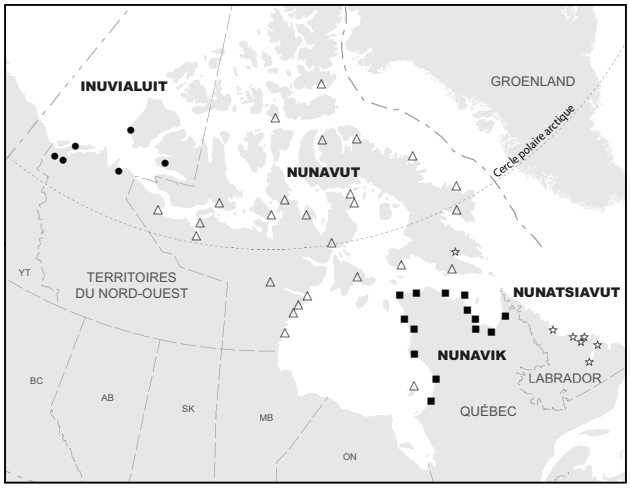
Tableau 1
Différentes définitions des régions où vivent les Inuits fondées sur des données géographiques : identité autochtone de la population des subdivisions de recensement† comptant une proportion élevée de résidents inuits, Canada, 2001

Seuil	Population totale	Autochtones	Inuits		
			Nombre	Ligne	Colonne (%)
Aucun seuil (ensemble du Canada)	**29 639 030**	**976 305**	**45 070**	**0,2**	**100,0**
Au moins 20 % d'Inuits	45 615	38 900	36 450	79,9	80,9
Au moins 33 % d'Inuits‡	45 615	38 900	36 450	79,9	80,9
Au moins 50 % d'Inuits	40 880	35 690	34 710	84,9	77,0
Au moins 67 % d'Inuits	35 055	32 065	31 320	89,4	69,5

† Régions fondées sur des subdivisions de recensement complètes, sauf Kuujjuarapik et Whapmagoostui (anciennement Great Whale/Poste-de-la-Baleine), Québec, qui ont le même code postal et qui doivent être combinées. Même lorsque les codes municipaux sont attribués à partir des noms de localité, ces deux collectivités se confondent; « Poste-de-la-Baleine » a été et est peut-être encore utilisée, particulièrement comme adresse postale.
‡ utilisé dans tous les tableaux qui restent
Source : Recensement de 2001 du Canada, totalisations spéciales.

La population inuite du Canada (toutes les provinces et tous les territoires) totalisait 45 070 personnes. La proportion incluse dans la présente analyse dépend du seuil choisi (tableau 1). Le fait de choisir des collectivités comptant « au moins 33 % d'Inuits », plutôt qu'« au moins 20 % d'Inuits » n'a pas changé le nombre de collectivités peuplées d'Inuits qui ont été incluses (54). Si on avait appliqué la condition « au moins 50 % d'Inuits », on aurait exclu North West River au Labrador (35 % d'Inuits), Inuvik dans les Territoires du Nord-Ouest (36 % d'Inuits) et Kuujjuarapik/Whapmagoostui au Québec (37 % d'Inuits), pour un total de 51 collectivités peuplées d'Inuits. Si on avait appliqué la condition « au moins 67 % d'Inuits », on aurait aussi exclu Iqaluit au Nunavut (59 % d'Inuits) et Aklavik dans les Territoires du Nord-Ouest (59 % d'Inuits), pour un total de 49 collectivités peuplées d'Inuits. (La liste des collectivités définies à partir de chacun de ces seuils possibles était à peu près la même en 1991, 1996 et 2001.) Afin d'inclure l'ensemble des 54 collectivités largement inuites (et toutes les collectivités des quatre régions inuites visées par les accords sur les revendications territoriales), le seuil de 33 % a été sélectionné pour la présente analyse, même si la région comprend aussi une proportion plus grande de non-Inuits (20 % : 5 % d'autres identités autochtones et 15 % de non-Autochtones) que si l'on avait appliqué des seuils plus restrictifs.

Carte 1
Collectivités peuplées d'Inuits (33 % ou plus d'Inuits), selon la région, Canada, 2001



Source : Données sur la population de Statistique Canada; carte de base © 2002 du gouvernement du Canada, avec la permission de Ressources naturelles Canada.

Les subdivisions de recensement sélectionnées ont été regroupées en quatre régions : la région d'Inuvialuit (Territoires du Nord-Ouest, 6 collectivités), le Nunavut (l'ensemble du territoire, 28 collectivités), le Nunavik (Québec, 14 collectivités) et le Nunatsiavut (Terre-Neuve-et-Labrador, 6 collectivités) (carte 1, tableau A en annexe).

Les décès pendant l'année civile ont été compilés pour trois périodes de cinq ans : 1989 à 1993 inclusivement, 1994 à 1998 inclusivement et 1999 à 2003 inclusivement. Les années-personnes à risque ont été estimées en multipliant par 5 les chiffres de population du recensement non corrigés (données intégrales, y compris la population vivant en établissement, le cas échéant), pour chaque recensement à mi-période (1991, 1996 et 2001 respectivement). Les décès ont été compilés à partir du lieu habituel de résidence, peu importe l'endroit où le décès s'est produit. Par exemple, les décès d'habitants du Nunavut en Ontario ou au Québec ont été attribués à leurs collectivités de résidence respectives au Nunavut.

Des calculs ont été effectués pour les hommes et les femmes, séparément et en combinaison. L'âge a été regroupé en 19 strates (moins d'un an, 1 à 4 ans, 5 à 9 ans, 10 à 14 ans, 15 à 19 ans, 20 à 24 ans, 25 à 29 ans, 30 à 34 ans, 35 à 39 ans, 40 à 44 ans, 45 à 49 ans, 50 à 54 ans, 55 à 59 ans, 60 à 64 ans, 65 à 69 ans, 70 à 74 ans, 75 à 79 ans, 80 à 84 ans, 85 ans et plus). Pour chaque sexe et groupe d'âge, le taux de mortalité correspond au nombre de décès divisé par le nombre d'années-personnes à risque.

Des tables de mortalité abrégées et des variances connexes, des erreurs-types et des intervalles de confiance de 95 % ont été calculés selon la méthode de Chiang[9]. Les valeurs de « *a* » selon la méthode de Chiang (la fraction du dernier intervalle de vie vécu par les personnes qui sont décédées dans l'intervalle) ont été établies à 0,1 pour la strate 1 (afin de rendre compte du taux relativement élevé de mortalité pendant la première année de vie) et à 0,5 pour toutes les autres strates. Les intervalles de confiance de

Tableau 2
Certaines caractéristiques sociodémographiques, ensemble du Canada et groupes de population des régions où vivent les Inuits, 2001

		Régions où vivent les Inuits			
	Canada	Total	Inuits	Autres Autochtones	Non-Autochtones
Population totale (nombre)	**29 639 032**	**45 615**	**36 450**	**2 450**	**6 720**
%	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**
Sexe					
Hommes	49,1	51,5	50,9	48,8	55,8
Âge (années)					
0 à 14 ans	19,4	36,6	40,3	37,7	16,0
15 à 64 ans	68,4	60,3	56,4	58,0	82,0
65 et plus	12,2	3,2	3,3	4,3	2,1
Niveau de scolarité†					
Études primaires ou niveau inférieur d'études	9,8	26,1	32,1	25,9	2,9
Études secondaires partielles	21,5	25,3	29,9	23,1	8,3
Diplôme d'études secondaires	14,1	5,8	4,7	6,5	10,0
Études postsecondaires partielles ou diplôme postsecondaire non universitaire	28,8	30,6	30,1	35,4	31,4
Études universitaires partielles	10,4	4,6	2,3	5,0	13,4
Diplôme universitaire	15,4	7,6	0,9	4,0	34,1
Emploi					
Taux de chômage‡	7,3	16,9	22,4	13,6	3,3
Ratio emploi/population§	70,8	57,8	49,6	55,1	89,3
Profession††					
Gestion	10,0	8,9	5,4	9,0	18,9
Professionnel	15,3	17,4	13,3	11,5	30,4
Spécialisée	29,6	27,7	27,4	31,0	27,9
Semi-spécialisée	31,6	24,3	27,0	24,7	16,7
Non spécialisée	13,4	21,7	27,0	23,8	6,1
Revenu‡‡					
Revenu moyen du ménage ($)	68 000	60 000	54 000	58 000	91 000
Taille moyenne du ménage (nombre)	3,6	5,1	5,4	4,8	3,7
Revenu moyen par personne ($)	23 000	15 000	11 000	14 000	36 000
Logement§§					
A besoin de réparations majeures	8,3	23,0	24,7	26,1	13,1

† population ne vivant pas en établissement âgée de 15 ans et plus
‡ population ne vivant pas en établissement âgée de 15 à 64 ans, active sur le marché du travail (tableau 282-0087 de CANSIM pour le Canada)
§ population ne vivant pas en établissement âgée de 15 à 64 ans (tableau 282-0002 de CANSIM pour le Canada)
†† sur la base du code des professions de Développement des ressources humaines Canada (définition détaillée disponible sur demande auprès du premier auteur); population ne vivant pas en établissement âgée de 15 ans et plus qui travaillait en 2001
‡‡ revenu en 2000, population ne vivant pas en établissement
§§ sauf les logements collectifs et les logements de bande
Source : Recensement de 2001 du Canada, totalisations spéciales.

95 % pour l'espérance de vie ont été calculés comme correspondant à l'estimation plus ou moins 1,96 fois son erreur-type. Les intervalles de confiance de 95 % pour les différences dans l'espérance de vie (hausses ou baisses temporelles) ont été calculés comme étant la différence dans l'espérance de vie plus ou moins 1,96 fois la racine carrée de la somme des variances pour chacune des deux espérances de vie.

Des totalisations spéciales de données du Recensement de 2001 ont servi à décrire les caractéristiques socioéconomiques de la population des régions où vivent les Inuits.

Les tendances de l'espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits ont été comparées aux espérances de vie déclarées pour l'ensemble du Canada de 1951 à 2001[10-14]. Les résultats pour 1999-2003 (2001) ont été comparés aux espérances de vie déclarées pour d'autres régions circumpolaires (Groenland et Alaska), pour les Premières nations du Canada et pour d'autres pays développés et en développement[15-18].

Résultats

Caractéristiques de la population

Les caractéristiques sociodémographiques de la population des régions où vivent les Inuits diffèrent de celles de l'ensemble de la population du Canada (tableau 2). En 2001, les adultes des régions où vivent les Inuits avaient tendance à être moins scolarisés. De même, leur ratio emploi-population était plus faible, et même si les ménages étaient plus nombreux, leur revenu était plus faible, ce qui a donné lieu à un revenu moyen par personne beaucoup plus faible. Enfin, le pourcentage de maisons ayant besoin de réparations majeures était trois fois plus élevé que dans l'ensemble du Canada.

Dans une large mesure, ces différences rendent compte des caractéristiques des Autochtones, et plus particulièrement des Inuits, dans les régions où vivent les Inuits. Chez les adultes, 32 % des Inuits et 26 % des autres Autochtones de ces régions

Tableau 3
Identité autochtone de la population des régions où vivent les Inuits, selon la région, Canada, 2001

Région	Nombre	Total	Inuits	Autres Autochtones	Non-Autochtones
		----------	----------	%	----------
Total	**46 070**	**100,0**	**79,9**	**5,4**	**14,7**
Région d'Inuvialuit	5 225	100,0	54,1	16,9	29,0
Nunavut	26 740	100,0	84,0	0,6	14,8
Nunavik	10 365	100,0	84,0	7,5	8,5
Nunatsiavut	3 740	100,0	68,2	18,9	12,9

Nota : Étant donné que le total est calculé à partir de données selon le sexe pour des groupes d'âge de 5 ans, chacun arrondi de façon aléatoire et indépendante, il varie du total des tableaux 1 et 2.
Source : Recensement de 2001 du Canada, totalisations spéciales.

Tableau 4
Chiffres de population du recensement, années-personnes à risque et décès dans les régions où vivent les Inuits, selon la région, Canada, 1991, 1996 et 2001

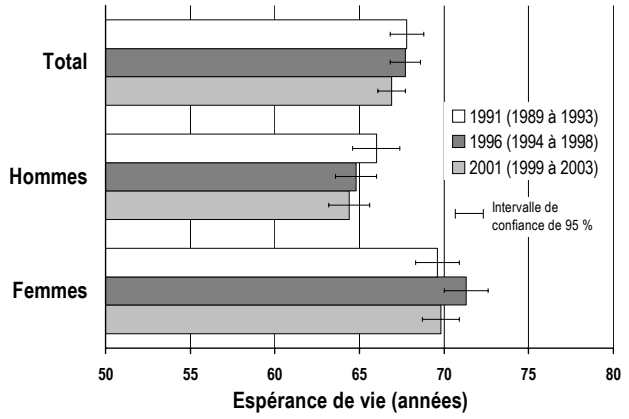
	Toutes les régions	Région d'Inuvialuit	Nunavut	Nunavik	Nunatsiavut
Population†					
1991	39 540	5 735	21 255	8 210	4 340
1996	43 045	5 740	24 680	9 285	3 340
2001	46 070	5 225	26 740	10 365	3 740
Années-personnes à risque‡					
1989 à 1993	197 700	28 675	106 275	41 050	21 700
1994 à 1998	215 225	28 700	123 400	46 425	16 700
1999 à 2003	230 350	26 125	133 700	51 825	18 700
Décès					
1989 à 1993	1 053	120	543	256	134
1994 à 1998	1 133	142	579	285	127
1999 à 2003	1 288	156	642	357	133

† Étant donné que les populations sont calculées à partir de données selon le sexe pour des groupes d'âge de 5 ans, chacun arrondi de façon aléatoire et indépendante, elles varient des totaux des tableaux 1 et 2.
‡ Les années-personnes à risque au cours de chacune des périodes de 5 ans sont estimées comme correspondant à cinq fois la population au moment du recensement à mi-période.
Source : Les données sur la population et années-personnes à risque sont estimées à partir de totalisations spéciales des Recensements de 1991, 1996 et 2001, non corrigées pour tenir compte du sous-dénombrement net; les données sur les décès sont tirées de la Base canadienne de données sur la mortalité.

avaient uniquement terminé des études primaires, comparativement à seulement 3 % de la population non autochtone. Par contre, seulement 1 % des Inuits et 4 % des autres Autochtones avaient un diplôme universitaire, comparativement à 34 % des non-Autochtones. Dans les régions où vivent les Inuits, environ la moitié des Inuits et des autres Autochtones âgés de 15 à 64 ans avaient un emploi, comparativement à près de 90 % des non-Autochtones. Par ailleurs, parmi ceux qui étaient occupés, environ le quart avaient un emploi non spécialisé (27 % et 24 % respectivement), comparativement à 6 % de la population non autochtone. Moins du cinquième des Inuits et des autres Autochtones occupés, comparativement à près de la moitié du groupe des non-Autochtones, occupaient un emploi professionnel ou en gestion. En outre, alors qu'environ le quart des Inuits et des autres Autochtones vivaient dans des maisons ayant besoin de réparations majeures, c'était le cas de 13 % des non-Autochtones dans ces régions. (Pour plus de renseignements sur l'évolution de ces indicateurs socioéconomiques au fil du temps, voir la série sur les tendances sociales chez les Inuits publiée récemment par Affaires indiennes et du Nord Canada[19,20]. Des données connexes au sujet de chaque collectivité, sur la base du Recensement du Canada de 2001, sont disponibles dans des documents publiés[21].)

Le pourcentage d'Inuits dans la population allait de 54 % dans la région d'Inuvialuit, à 68 % au Nunatsiavut, et jusqu'à 84 % au Nunavut et au Nunavik (tableau 3).

Graphique 1
Espérance de vie à la naissance dans les régions où vivent les Inuits, Canada, 1991, 1996 et 2001



Source : Base canadienne de données sur la mortalité; Recensement du Canada.

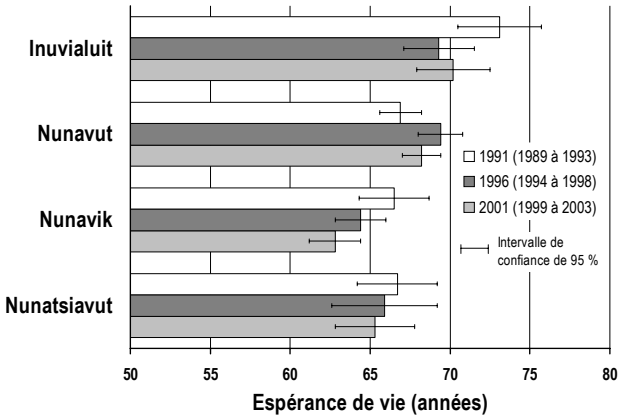
Tableau 5
Espérance de vie à la naissance dans les régions où vivent les Inuits, selon le sexe et la région, Canada, 1991, 1996 et 2001

	Total		Région d'Inuvialuit		Nunavut		Nunavik		Nunatsiavut	
	Années	Intervalle de confiance de 95 %	Années	Intervalle de confiance de 95 %	Années	Intervalle de confiance de 95 %	Années	Intervalle de confiance de 95 %	Années	Intervalle de confiance de 95 %
Les deux sexes†										
1991 (1989 à 1993)	67,8	(66,8 à 68,8)	73,1	(70,5 à 75,7)	66,9	(65,6 à 68,2)	66,5	(64,3 à 68,7)	66,7	(64,2 à 69,2)
1996 (1994 à 1998)	67,7	(66,8 à 68,6)	69,3	(67,1 à 71,5)	69,4	(68,0 à 70,8)	64,4	(62,8 à 66,0)	65,9	(62,6 à 69,2)
2001 (1999 à 2003)	66,9	(66,1 à 67,7)	70,2	(67,9 à 72,5)	68,2	(67,0 à 69,4)	62,8	(61,2 à 64,4)	65,3	(62,8 à 67,8)
Écart, 1991 à 2001	-0,9	(-2,2 à 0,4)	-2,9	(-6,3 à 0,5)	1,3	(-0,4 à 3,0)	-3,7	(-6,4 à -1,0)	-1,4	(-5,0 à 2,2)
Hommes										
1991 (1989 à 1993)	66,0	(64,6 à 67,4)	68,0	(64,7 à 71,3)	66,8	(64,6 à 69,0)	63,6	(60,6 à 66,6)	64,3	(60,5 à 68,1)
1996 (1994 à 1998)	64,8	(63,6 à 66,0)	66,2	(63,1 à 69,3)	67,2	(65,3 à 69,1)	60,6	(58,5 à 62,7)	60,9	(56,7 à 65,1)
2001 (1999 à 2003)	64,4	(63,2 à 65,6)	68,1	(64,4 à 71,8)	66,4	(64,8 à 68,0)	57,5	(55,4 à 59,6)	62,5	(58,2 à 66,8)
Écart, 1991 à 2001	-1,6	(-3,5 à 0,3)	0,1	(-4,9 à 5,1)	-0,4	(-3,2 à 2,4)	-6,1	(-9,7 à -2,5)	-1,8	(-7,5 à 3,9)
Femmes										
1991 (1989 à 1993)	69,6	(68,3 à 70,9)	79,2	(74,9 à 83,5)	68,2	(66,5 à 69,9)	69,0	(65,8 à 72,2)	68,5	(65,1 à 71,9)
1996 (1994 à 1998)	71,3	(70,0 à 72,6)	73,1	(69,8 à 76,4)	70,9	(69,0 à 72,8)	69,0	(66,4 à 71,6)	73,4	(68,5 à 78,3)
2001 (1999 à 2003)	69,8	(68,7 à 70,9)	73,1	(70,0 à 76,2)	70,0	(68,3 à 71,7)	67,3	(65,1 à 69,5)	72,2	(67,8 à 76,6)
Écart, 1991 à 2001	0,2	(-1,5 à 1,9)	-6,1	(-11,3 à -0,9)	1,8	(-0,6 à 4,2)	-1,7	(-0,6 à 4,2)	3,7	(-1,8 à 9,2)

† chiffres calculés à partir des décès et des années-personnes à risque regroupés

Source : Les années-personnes à risque ont été estimées à partir des populations de recensement à mi-période; les données sur les décès pour 1989 à 2003 sont tirées de la Base canadienne de données sur la mortalité.

Graphique 2
Espérance de vie à la naissance dans les régions où vivent les Inuits, selon la région, Canada, 1991, 1996 et 2001



Source : Base canadienne de données sur la mortalité; Recensement du Canada.

Tableau 6
Espérance de vie à la naissance dans les régions où vivent les Inuits et dans l'ensemble du Canada, selon le sexe, certaines années

Région/années	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Régions où vivent les Inuits			
1991 (1989 à 1993)	67,8	66,0	69,6
1996 (1994 à 1998)	67,7	64,8	71,3
2001 (1999 à 2003)	66,9	64,4	69,8
Ensemble du Canada			
1926 (1925 à 1927)	61,4	60,5	62,3
1931 (1930 à 1932)	61,0	60,0	62,1
1936 (1935 à 1937)	62,5	61,3	63,7
1941 (1940 à 1942)	64,6	63,0	66,3
1946 (1945 à 1947)	*66,7*	*65,1*	*68,6*
1951 (1950 à 1952)	68,5	66,4	70,9
1956 (1955 à 1957)	70,1	67,7	72,9
1961 (1960 à 1962)	71,1	68,4	74,3
1966 (1965 à 1967)	71,8	68,7	75,3
1971 (1970 à 1972)	72,7	69,4	76,5
1976 (1975 à 1977)	73,8	70,3	77,7
1981 (1980 à 1982)	75,4	71,9	79,1
1986 (1985 à 1987)	76,4	73,0	79,7
1991 (1990 à 1992)	77,8	74,6	80,9
1996 (1995 à 1997)	78,3	75,4	81,2
2001 (2000 à 2002)	79,5	77,0	82,0

Nota : L'espérance de vie pour les deux sexes dans l'ensemble du Canada représente une moyenne simple des espérances de vie calculées pour chaque sexe séparément.

Sources : Régions où vivent les Inuits : les années-personnes à risque ont été estimées à partir des populations de recensement à mi-période; les données sur les décès de 1989 à 2003 sont tirées de la Base canadienne de données sur la mortalité.
Ensemble du Canada : 1926 à 1981 (Nagnur, 1986); 1986 (Statistique Canada, 1991); 1991 (Millar et David, 1995); 1996 (Duchesne et coll., 2002); 2001 (Statistique Canada, 2006).

Données sur la population et les décès

De 1991 à 2001, la population des régions où vivent les Inuits a augmenté considérablement (tableau 4), en raison principalement des taux de natalité élevés chez les Inuits et les autres Autochtones[22]. En 2001, la majorité de la population des régions où vivent les Inuits résidait au Nunavut (58 %), suivi par le Nunavik (23 %), la région d'Inuvialuit (11 %) et le Nunatsiavut (8 %).

Au cours de la période de 1991 à 2001, on a dénombré 3 474 décès d'habitants de ces régions sur un total de 643 275 années-personnes à risque. Au cours de cette période, 18 % des décès d'habitants du Nunavut et de la région d'Inuvialuit se sont produits à l'extérieur de ces territoires, principalement dans les provinces adjacentes au sud (données non présentées). Comme il est expliqué précédemment, ces décès ont été inclus dans la présente analyse, sur la base du lieu habituel de résidence de la personne décédée. Presque tous les décès d'habitants du Nunavik et du Nunatsiavut se sont produits dans leur province respective (Québec et Terre-Neuve-et-Labrador, respectivement).

Espérance de vie

En 1991 (1989-1993), l'espérance de vie à la naissance (pour les deux sexes combinés) dans les régions où vivent les Inuits était d'environ 68 ans (intervalle de confiance [IC] de 95 %, 66,8 à 68,8) (graphique 1, tableau 5). De 1991 à 2001 (1999-2003), l'espérance de vie dans ces régions n'avait pas augmenté, et avait peut-être même diminué d'environ une année (IC de 95 %, -2,2 à +0,4). L'espérance de vie des hommes peut avoir diminué de plus d'une année (IC de 95 %, -3,5 à +0,3), mais est demeurée à peu près inchangée pour les femmes (IC de 95 %, -1,5 à +1,9).

Toutefois, les niveaux et les tendances de l'espérance de vie varient selon la région (graphique 2). Au Nunavut, l'espérance de vie peut avoir augmenté d'environ une année (IC de 95 %, -0,4 à +3,0), même si la hausse s'est limitée aux femmes, les chiffres pour les hommes ayant peu changé. L'espérance de vie a diminué de près de quatre ans (IC de 95 %, -6,4 à -1,0) au Nunavik, et peut-être d'environ trois ans (IC de 95 %, -6,3 à +0,5) dans la région d'Inuvialuit.

Tableau 7
Comparaisons internationales de l'espérance de vie à la naissance, selon le sexe, certaines années

		Espérance de vie		
	Années	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Région circumpolaire et Premières nations du Canada				
Régions où vivent les Inuits au Canada	1991 (1989 à 1993)	68	66	70
	1996 (1994 à 1998)	68	65	71
	2001 (1999 à 2003)	67	64	70
Premières nations du Canada	2001 (projection)	73	70	76
Groenland (population totale)	2001 (1999 à 2003)	67	64	70
Autochtones de l'Alaska	1996 (1994 à 1998)	69	..	..
Pays développés				
Japon	2001	81	78	85
Canada	2001	79	77	82
Portugal	2001	77	73	80
États-Unis	2001	77	74	80
Mexique	2001	74	72	77
Turquie	2001	69	67	71
Pays en développement				
Arménie	2001	70	66	73
Nicaragua	2001	70	67	72
Thaïlande	2001	69	66	72
République dominicaine	2001	67	64	71
Égypte	2001	67	65	68
Guatemala	2001	66	64	69
Bangladesh	2001	62	62	62
Pakistan	2001	61	61	61
Gambie	2001	59	56	61
Népal	2001	58	58	58

Nota : Selon le recensement des États-Unis de 2000, 47 % des Autochtones de l'Alaska étaient des « Esquimaux » (Inuits) (Ogunwole, 2002). Selon Statistics Greenland, en 2001, 88 % de la population du Groenland était née au Groenland (Statbank Greenland, données consultées le 28 avril 2007).
.. indisponible
Sources : Les données sur les régions où vivent les Inuits ont été tirées des populations du recensement et de la Base canadienne de données sur la mortalité; Affaires indiennes et du Nord Canada, 2005; Statistics Greenland, 2003, Alaska Bureau of Statistics, 2000; Organisation mondiale de la Santé, 2005.

En 1991, l'espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits était inférieure de dix ans à celle pour l'ensemble du Canada, l'écart étant plus grand pour les femmes (11 ans) que pour les hommes (9 ans) (tableau 6). En 2001, la différence était de plus de 12 ans, et l'écart était similaire pour les hommes et les femmes. En 2001, l'espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits était de 67 ans, soit environ la même que celle enregistrée pour l'ensemble du Canada en 1946.

En 2001, l'espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits au Canada était la même qu'au Groenland, où prédominent les Inuits[16]; légèrement plus faible que pour l'ensemble des Autochtones de l'Alaska[17] (dont seulement 47 % sont des Inuits[23]); et d'environ six ans inférieure à celle des Premières nations du Canada (tableau 7). L'espérance de vie dans d'autres pays développés avait tendance à être considérablement plus élevée[18]. Seuls les pays en développement avaient des niveaux d'espérance de vie similaires à ceux des régions où vivent les Inuits au Canada, par exemple, la République dominicaine, l'Égypte et le Guatemala[18], dont le produit intérieur brut (PIB) par habitant était beaucoup plus faible (environ 4 000 à 5 000 $ en dollars internationaux en 2004) que celui du Canada (environ 31 000 $)[24].

Mortalité infantile

Le taux de mortalité infantile des régions où vivent les Inuits a diminué, passant de 25,6 décès pour 1 000 habitants âgés de moins d'un an (IC de 95 %, 21,6 à 30,3) en 1989-1993, à 21,9 (IC de 95 %, 18,2 à 26,4) en 1994-1998, et à 18,5 (IC de 95 %, 15,0 à 22,9) en 1999-2003 (données non présentées ailleurs). Ces taux étaient environ quatre fois plus élevés que ceux pour l'ensemble du Canada : 6,0, 5,2 et 4,8 décès pour 1 000 naissances vivantes, respectivement[25]. Néanmoins, la différence dans les taux entre les régions où vivent les Inuits et

l'ensemble du Canada a diminué, passant de 19,6 décès (IC de 95 %, 15,2 à 23,9) à 16,7 décès (IC de 95 %, 12,7 à 20,7) et à 13,8 décès (IC de 95 %, 9,9 à 17,6) pour 1 000 habitants pendant ces années, une baisse de 5,8 décès pour 1 000 habitants, ou 30 %.

Discussion

L'espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits était de beaucoup inférieure à celle dans l'ensemble du pays, et considérablement moindre que pour les autres populations autochtones au Canada. En outre, même si l'espérance de vie pour l'ensemble du Canada a continué d'augmenter, elle semble avoir stagné dans les régions où vivent les Inuits, ce qui fait que l'écart s'est élargi de plus de deux ans au cours de cette période.

La baisse substantielle de l'espérance de vie au Nunavik au cours de cette période est particulièrement frappante. Après les hausses extraordinaires enregistrées précédemment – de 35 ans en 1946 (1941-1951) à 61 ans en 1976 (1971-1981)[2] –, peu ou pas de progrès durables ont été réalisés depuis le milieu des années 70.

Toutefois, ces résultats pour les régions où vivent les Inuits ne comportent pas de distinction entre l'espérance de vie des Inuits et celle des non-Inuits. Si l'on part du principe que l'espérance de vie des 15 % de la population qui n'est pas autochtone est la même que pour l'ensemble du Canada (79,5 ans en 2001)[14], et que celle des 5 % de la population constituée d'autres Autochtones est la même que celle des Indiens inscrits au Canada (72,8 ans en 2000)[15,26,27], alors, compte tenu des tailles de population relatives de chaque groupe, l'espérance de vie des habitants inuits de ces régions aurait été de 64,2 ans (IC de 95 %, 63,4 à 65,0) – soit 2,7 ans de moins (IC de 95 %, -3,0 à -1,6) que celle de l'ensemble des habitants des régions où vivent les Inuits, et 15 ans de moins que celle pour le Canada dans son ensemble. En outre, étant donné que la proportion non inuite de la population varie considérablement selon la région, le classement des régions selon ces calculs bruts de l'espérance de vie pour les habitants inuits changerait, plaçant les deux régions les plus au sud au bas de l'échelle et les deux régions arctiques au sommet. Selon ces hypothèses, l'espérance de vie des Inuits aurait été de 60,2 ans (IC de 95 %, 58,6 à 61,8) au Nunavik, de 60,6 ans (IC de 95 %, 58,1 à 63,1) au Nunatsiavut, de 64,4 ans (IC de 95 %, 62,1 à 66,7) dans la région d'Inuvialuit, et de 66,2 ans (IC de 95 %, 65,0 à 67,4) au Nunavut.

Limites

La présente étude repose sur une approche fondée sur des données géographiques, ce qui fait que les estimations (sauf les estimations hypothétiques dans la discussion qui précède) s'appliquent à des régions plutôt qu'à des groupes ethniques. Cela limite dans une large mesure la façon dont les résultats peuvent être interprétés, mais cela comporte deux répercussions utiles. Tout d'abord, tous les résidents des régions où vivent les Inuits, peu importe leur origine ethnique, peuvent faire face à un isolement similaire et à la même difficulté d'accéder aux soins de santé et à d'autres services. En deuxième lieu, les soins de santé et les autres services sont fournis principalement sur une base géographique, et non pas ethnique, ce qui fait que la population cible de ces services est constituée de tous les habitants d'une région particulière.

Les estimations annuelles de la population, corrigées pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement, ne sont pas disponibles pour les subdivisions de recensement, ce qui fait que l'on a eu recours à des chiffres de population non corrigés pour déterminer les années-personnes à risque. Cela devrait avoir entraîné une légère surestimation des taux de mortalité et une légère sous-estimation correspondante de l'espérance de vie – soit environ -0,1 an, si l'on en juge par la comparaison des tables de mortalité pour le Nunavut, calculées pour 1999-2003 (données non présentées) et celles fondées sur des estimations de population corrigées[6].

Dans les calculs des tables de mortalité, on a utilisé des valeurs arbitraires pour *a* de Chiang, plutôt que les valeurs publiées pour d'autres populations ou les valeurs calculées de façon particulière pour la population en question. Toutefois, l'utilisation d'une vaste gamme de valeurs de rechange plausibles n'a

eu que peu de répercussions sur l'espérance de vie à la naissance, soit moins d'un dixième d'année (données non présentées), ce qui est négligeable comparativement aux intervalles de confiance de 95 % habituelles de plus ou moins une année environ dans la présente étude.

Les décès d'habitants des régions où vivent les Inuits qui se sont produits à l'extérieur du Canada ou des États-Unis ne sont pas compris dans les données de l'état civil canadiennes, ce qui fait qu'on peut avoir laissé de côté quelques décès. Cette limite s'applique aussi aux décès des habitants du reste du Canada.

Peu d'établissements de soins de longue durée sont situés dans les régions où vivent les Inuits. Les anciens habitants de ces régions qui ont déménagé dans le sud pour obtenir des soins de longue durée pourraient avoir été comptés comme des habitants du sud au moment de leur décès. Cela pourrait donner lieu à un sous-dénombrement des décès à un âge avancé pour les résidents habituels des régions visées par la présente étude.

Avec un seuil d'au moins 33 % d'Inuits, 5 % de la population des régions où vivent les Inuits était constituée d'autres Autochtones, et 15 %, de non-Autochtones. Même si les autres groupes autochtones avaient des caractéristiques socioéconomiques similaires à celles des Inuits, et une espérance de vie sans doute un peu plus longue, le groupe des non-Autochtones présentait des caractéristiques socioéconomiques beaucoup plus favorables et affichait une espérance de vie vraisemblablement beaucoup plus élevée. On pourrait s'attendre à ce que la combinaison de populations ayant un taux élevé de mortalité et un faible taux de mortalité réduise les taux de mortalité globaux, un effet qui pourrait être ressorti s'il avait été possible de limiter l'étude aux Inuits, plutôt qu'aux régions où vivent les Inuits.

Sommaire et conclusion

On a déterminé les régions dont au moins 33 % des habitants sont des Inuits, et les chiffres de population du recensement et les données sur les décès de l'état civil ont servi à calculer les tables de mortalité pour ces régions pour trois périodes de cinq ans : 1989 à 1993 inclusivement (centré autour de 1991), 1994 à 1998 inclusivement (1996), et 1999 à 2003 inclusivement (2001). La population de ces régions était constituée à 80 % d'Inuits, et comprenait 81 % de tous les Inuits au Canada. En 1991, l'espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits était inférieure d'environ dix ans à celle du Canada dans son ensemble. En outre, de 1991 à 2001, même si l'espérance de vie du Canada dans son ensemble a augmenté d'environ deux ans, elle n'a pas augmenté dans les régions où vivent les Inuits (et pourrait même avoir diminué d'un an environ), ce qui a contribué à élargir l'écart.

L'analyse des données du Recensement de 2001 a révélé des niveaux plus faibles de scolarité et de revenu, ainsi qu'une situation moins bonne au chapitre de l'emploi et du logement dans les régions où vivent les Inuits comparativement à l'ensemble du Canada, et dans les régions où vivent les Inuits, pour les Inuits, comparativement à la population non autochtone. L'un ou l'autre ou l'ensemble de ces facteurs, ainsi que d'autres, comme les facteurs de risque liés au mode de vie et à la situation environnementale[28], au sujet desquels on ne disposait pas de données dans les enregistrements de décès, pourraient à tout le moins être en partie responsables de l'espérance de vie plus faible dans les régions où vivent les Inuits. En outre, même si les calculs pour ces régions sont dominés par l'espérance de vie des habitants inuits, ils reflètent aussi probablement les espérances de vie peut-être plus élevées des non-Autochtones et des autres habitants autochtones.

Au cours de l'ensemble de la période visée par l'étude, le taux de mortalité infantile était environ quatre fois plus élevé dans les régions où vivent les Inuits que dans l'ensemble du Canada. Toutefois, la différence absolue dans les taux a diminué de 30 % de 1989-1993 à 1999-2003, ce qui fait ressortir des progrès considérables en ce qui a trait à cet indicateur clé de la santé, même s'il reste beaucoup à faire.

La méthode de détermination des régions comptant une proportion élevée d'habitants inuits, qui est fondée sur des données géographiques, pourrait être utile pour compiler toute une gamme

de données administratives, y compris les enregistrements de naissance, les statistiques sur la morbidité hospitalière et les données des registres des maladies. Des prolongements à venir de la présente recherche permettront d'examiner les causes de décès dans les régions où vivent les Inuits, et des analyses similaires au niveau conceptuel seront entreprises pour les régions comportant une proportion élevée de membres des Premières nations et de Métis. Toutefois, d'autres méthodes de compilation des données pertinentes dans le contexte de la santé des Autochtones pourraient être envisagées, par exemple, des couplages de données avec les registres de la population autochtone[29,30] et l'auto-déclaration (ou la déclaration par le plus proche parent) pour la statistique de l'état civil[31] et d'autres dossiers de la santé.

Remerciements

Les auteurs désirent remercier les registraires de l'état civil des provinces et des territoires d'avoir fourni leurs données sur les décès à Statistique Canada. Ils tiennent également à remercier la Direction générale de la santé des Premières nations et des Inuits de Santé Canada et la Direction de la recherche stratégique et de l'analyse des Affaires indiennes et du Nord Canada de leur soutien financier, intellectuel et moral soutenu. Jean-Marie Berthelot et François Gendron (auparavant membres du Groupe d'analyse et de mesure de la santé de Statistique Canada) ont joué un rôle clé dans les premières phases de ces travaux. Chris Penney (Direction générale de la santé des Premières nations et des Inuits de Santé Canada) et Adam Probert (Division des mesures physiques de la santé de Statistique Canada) ont formulé de précieux commentaires tout au long de l'étude.

Références

1. Statistique Canada, *Naissances et décès*, 1996, Tableaux standards, Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, 1999 (Statistique Canada, nº 84F0210 au catalogue).
2. N. Robitaille et R. Choinière, « The Inuit population of Northern Québec: present situation, future trends », *Anthropologica,*1988, p. 137-154.
3. R. Choinière et N. Robitaille, « Évolution démographique des Inuit du Nouveau-Québec, des Territoires du Nord-Ouest, du Groënland et de l'Alaska, de 1930 à nos jours », *Études Inuit Studies,* 7(2), 1983, p. 125-150.
4. R. Bourbeau, J. Légaré et V. Émond, *Nouvelles tables de mortalité par génération du Canada et du Québec, 1801-1991,* Documents démographiques, nº 3, Ottawa, Statistique Canada, 1997 (Statistique Canada, nº 91F0015MIF1997003 au catalogue), disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/francais/research/91F0015MIF/91F0015MIF1997003.pdf (document consulté le 29 avril 2007).
5. R. Choinière et N. Robitaille, « La mortalité des Inuit du Nouveau-Québec au milieu des années quatre-vingts », *Études Inuit Studies*, 17(1), 1993, p. 91-102.
6. Statistique Canada, « Espérance de vie – table de mortalité abrégée, à la naissance et intervalle de confiance, selon le sexe, moyenne de trois ans, Canada, provinces, territoires, régions sociosanitaires et groupes de régions homologues, 2001 », *Indicateurs de la santé,* 5(3), 2005 (Statistique Canada, nº 82-221-XIF au catalogue), disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/francais/freepub/82-221-XIF/2005002/tables/pdf/1431_01_f.pdf (document consulté le 29 avril 2007).
7. Statistique Canada, « Recensement de 1996 : origine ethnique et minorités visibles », *Le Quotidien,* février 1998, disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/Daily/Francais/980217/q980217.htm (document consulté le 29 avril 2007).
8. Inuit Tapiriit Kanatami et Direction de la recherche stratégique et de l'analyse, *Comment déterminer la population inuite : définitions possibles et différences résultantes,* Ottawa, Affaires indiennes et du Nord Canada, 2006 (nº R2-449/2006F-PDF au catalogue de publications d'AINC), disponible à l'adresse http://www.ainc-inac.gc.ca/pr/ra/dtip/dtip_f.pdf (document consulté le 29 avril 2007).
9. C.L. Chiang, *The Life Table and its Applications*, Malabar, Florida, Robert E. Krieger Publishing Company, 1984.
10. D. Nagnur, *Longévité et tables de mortalité chronologiques (abrégées) 1921-1981, Canada et provinces*, Ottawa, Statistique Canada, 1986 (Statistique Canada, nº 89-506 au catalogue), disponible à l'adresse http://www.prdh.umontreal.ca/BDLC/data/pdfs/89-506_Nagnur.pdf (document consulté le 29 avril 2007).
11. Statistique Canada, « Tables de mortalité, Canada et provinces, 1985-1987 », *Rapports sur la santé,* 2(4), supplément 13, 1990, Ottawa, Statistique Canada, 1991, réclassé au nº 84-537 au catalogue de Statistique Canada, disponible à l'adresse http://www.prdh.umontreal.ca/bdlc/chmd/tables.htm (document consulté le 29 avril 2007).
12. W.J. Millar et P. David, *Tables de mortalité, Canada et provinces, 1990-1992,* Ottawa, Statistique Canada, 1995 (Statistique Canada, nº 94-537 au catalogue), disponible à l'adresse http://www.prdh.umontreal.ca/BDLC/data/pdfs/84-537.pdf (document consulté le 29 avril 2007).

13. D. Duchesne, P. Tully, B. Thomas *et al., Tables de mortalité Canada, provinces et territoires, 1995-1997*, Ottawa, Statistique Canada, 2002 (Statistique Canada, nº 84-537-XIF au catalogue), disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/francais/freepub/84-537-XIF/method_f.pdf (document consulté le 29 avril 2007).

14. Statistique Canada, *Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 2000 à 2002,* Ottawa, Statistique Canada, 2006 (Statistique Canada, nº 84-537-XIF au catalogue), disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=84-537-X (document consulté le 29 avril 2007).

15. Affaires indiennes et du Nord Canada, *Données ministérielles de base, 2004*, Tableau 2.1, Espérance de vie à la naissance, par sexe, population des Indiens inscrits et population canadienne, Canada, de 1980-2001, Ottawa, Section des statistiques sur les Premières nations et le Nord, Affaires indiennes et du Nord Canada, 2005 (nº R12-7/2003F au catalogue de publications d'AINC), disponible à l'adresse http://www.ainc-inac.gc.ca/pr/sts/bdd04/bdd04_f.html (document consulté le 28 avril 2007).

16. Statistics Greenland, Statbank Greenland, « Mortality tables, Total population life expectancy at birth, 1999-2003 », disponible à l'adresse http://www.statgreen.gl/english/ (document consulté le 28 avril 2007).

17. Alaska Bureau of Statistics, *1998 Annual Report*, Table A, Health status in Alaska, Juneau, Alaska, Alaska Bureau of Statistics, 2000, disponible à l'adresse http://www.hss.state.ak.us/dph/targets/PDFs/history2000.pdf (document consulté le 17 octobre 2006).

18. Organisation mondiale de la Santé, *Life Tables for WHO Member States,* Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2005, disponible à l'adresse http://www.who.int/healthinfo/bodlifeexpectancy/en/index.html (document consulté le 15 novembre 2006).

19. Inuit Tapiriit Kanatami et Direction de la recherche stratégique et de l'analyse, *Les Inuit au Canada, selon l'emploi, l'industrie et la profession, 1981-2001*, Ottawa, Affaires indiennes et du Nord Canada, 2007 (nº R2-455/2007F-PDF au catalogue de publications d'AINC), disponible à l'adresse http://www.ainc-inac.gc.ca/pr/ra/eio/index_f.html (document consulté le 29 avril 2007).

20. Inuit Tapiriit Kanatami et Direction de la recherche stratégique et de l'analyse, *Gains réalisés par les Inuit en matière de formation et de fréquentation scolaire, 1981-2001*, Ottawa, Affaires indiennes et du Nord Canada, 2007 (nº R2-452/2006F-PDF au catalogue de publications d'AINC), disponible à l'adresse http://www.ainc inac.gc.ca/pr/ra/gmif/index_f.html (document consulté le 29 avril 2007).

21. Statistique Canada, *Profil de la population autochtone du Recensement de 2001*, Ottawa, Ministre de l'industrie (Statistique Canada, nº 94F0043XIF au catalogue), disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=94F0043X (document consulté le 29 avril 2007).

22. Statistique Canada, *Peuples autochtones du Canada : un profil démographique*, Recensement de 2001, Ottawa, Ministre de l'industrie (Statistique Canada, nº 96F0030XIF2001007 au catalogue), disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=96F0030X2001007 (document consulté le 28 avril 2007).

23. S.U. Ogunwole, *The American Indian and Alaska Native Population: 2000,* Census 2000 Brief, Figure 6, Table 2, Washington DC, US Census Bureau, 2002, disponible à l'adresse http://www.census.gov/prod/2002pubs/c2kbr01-15.pdf (document consulté le 15 novembre 2006).

24. Organisation mondiale de la Santé, *Le système OMS d'information statistique (WHOSIS),* Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2007, disponible à l'adresse http://www.who.int/whosis/en/ (document consulté le 16 novembre 2007).

25. Statistique Canada, Morts infantiles et naissances vivantes, 1989-2003 [tableaux CANSIM nos 051-0002 et 051-0013], disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/ (documents consultés le 1 mai 2007).

26. Santé Canada, *Indicateurs de santé comparables des Premières nations,* Ottawa, Santé des Premières nations et des Inuits, Santé Canada, 2005, disponible à l'adresse http://www.hc-sc.gc.ca/fnih-spni/pubs/gen/2005-01_health-sante_indicat/index_f.html (document consulté le 29 avril 2007).

27. Santé Canada, *Profil statistique de la santé des Premières nations au Canada,* Ottawa, Santé des Premières nations et des Inuits, Santé Canada, 2005 [sommaire disponible à l'adresse http://www.hc-sc.gc.ca/fnih-spni/pubs/gen/stats_profil_f.html] (document consulté le 29 avril 2007).

28. A.L. Jenkins, T.W. Gyorkos, K.N. Culman *et al.,* « An overview of factors influencing the health of Canadian Inuit infants », *International Journal of Circumpolar Health,* 62(1), 2003, p. 17-39, disponible à l'adresse http://ijch.oulu.fi/issues/621/621_jenkins.pdf (document consulté le 15 novembre 2006).

29. R. Choinière et N. Robitaille, « Description et utilisation du registre de population des Inuit du Nouveau-Québec », *Cahiers québécois de démographie*, 11(1), 1982, p. 69-99.

30. Z.C. Luo, W.J. Kierans, R. Wilkins *et al.,* « Infant mortality among First Nations versus non-First Nations in British Columbia: temporal trends in rural versus urban areas, 1981-2000 », *International Journal of Epidemiology,* 33(6), 2004, p. 1252-1259.

31. Joint Working Group on Aboriginal Infant Mortality, *Recommendations to the Vital Statistics Council of Canada*, novembre 2006 (ébauche).

Annexe

Tableau A
Collectivités où vivent les Inuits et codes postaux et codes de subdivision de recensement (SDR) correspondants, selon la région, Canada

SDR 1996	SDR 2001	Code postal	Type de SDR	Nom de la SDR (autres noms, notes)
Région d'Inuvialuit (Territoires du Nord-Ouest) – 6 collectivités (présentées dans le sens ouest-est)				
6107025	6107025	X0E0A0	HAM	Aklavik
6107017	6107017	X0E0T0	T	Inuvik
6107036	6107036	X0E1C0	HAM	Tuktoyaktuk (anciennement Port Brabant)
6107014	6107014	X0E1N0	SET	Paulatuk
6107041	6107041	X0E0Z0	HAM	Sachs Harbour (Ikahuak)
6108095	6107095	X0E0S0	HAM	Holman (Ulukhaktok en date du 1er avril 2006; à noter, la modification de la division de recensement)
Nunavut (l'ensemble du territoire) – 28 collectivités (présentées selon la SDR de 200l)†				
Région de Qikiqtaaluq (anciennement Baffin) – 14 collectivités + 1 territoire non organisé				
6104001	6204001	X0A0W0	HAM	Sanikiluaq
6104003	6204003	X0A1H0/0H0	T	Iqaluit (anciennement Frobisher Bay)
6104005	6204005	X0A0N0	HAM	Kimmirut (anciennement Lake Harbour)
6104007	6204007	X0A0C0	HAM	Cape Dorset (Kinngait)
6104009	6204009	X0A0R0	HAM	Pangnirtung (Pangniqtuuq)
6104010	6204010	X0A0B0	HAM	Qikiqtarjuaq (anciennement Broughton Island)
6104011	6204011	X0A0K0	HAM	Hall Beach (Sanirajak)
6104012	6204012	X0A0L0	HAM	Igloolik (Iglulik)
6104015	6204015	X0A0E0	HAM	Clyde River (Kangiqtugaapik)
6104018	6204018	X0A0A0	HAM	Arctic Bay (Ikpiarjuk)
6104019	6204019	X0A0X0	SET	Nanisivik
6104020	6204020	X0A0S0	HAM	Pond Inlet (Mittimatalik)
6104022	6204022	X0A0V0	HAM	Resolute (Qausuittuq)
6104025	6204025	X0A0J0	HAM	Grise Fiord (Aujuittuq)
6104030	6204030	X0A0G0	UNO	Baffin, territoire non organisé (Postes Canada = Eureka; station météorologique, base militaire)
Région de Kivalliq (anciennement Keewatin) – 7 collectivités + 1 territoire non organisé				
6105014	6205014	X0C0C0	HAM	Coral Harbour (Salliq)
6105015	6205015	X0C0E0	HAM	Arviat (anciennement Eskimo Point)
6105016	6205016	X0C0J0	HAM	Whale Cove (Tikirarjuaq)
6105017	6205017	X0C0G0	HAM	Rankin Inlet (Kangiqiniq ou Kangirliniq)
6105019	6205019	X0C0B0	HAM	Chesterfield Inlet
6105023	6205023	X0C0A0	HAM	Baker Lake (Qamanit'uaq)
6105027	6205027	X0C0H0	HAM	Repulse Bay (Naujaat)
6105033	6205033	******	UNO	Keewatin, territoire non organisé
Région de Kitikmeot – 7 collectivités + 1 territoire non organisé				
6108047	6208047	X0B0K0	HAM	Kugaaruk (anciennement Pelly Bay)
6108059	6208059	X0B0E0	HAM	Kugluktuk (Qurluqtuq; anciennement Coppermine)
6108065	6208065	X0B2A0	SET	Bathurst Inlet (Kingoak)
6108068	6208068	X0B2A0	SET	Umingmaktok (Umingmaktuuq; anciennement Bay Chimo et toujours ainsi pour Postes Canada)
6108073	6208073	X0B0C0	HAM	Cambridge Bay (Iqaluktuuttiaq)
6108081	6208081	X0B1J0	HAM	Gjoa Haven (Uqsuquqtuuq)
6108087	6208087	X0B1B0	HAM	Taloyoak (Talurjuaq; anciennement Spence Bay)
6108098	6208098	******	UNO	Kitikmeot, territoire non organisé
Nunavik (Québec) – 14 collectivités (dont la plupart ont deux codes SDR chacune)				
Ungava Bay à Hudson Strait (8 collectivités présentées dans le sens est-ouest)				
2499090	2499090	J0M1N0	VN	Kangiqsualujjuaq (anciennement George River)
2499894	2499894	J0M1N0	TI	Kangiqsualujjuaq
2499095	2499095	J0M1C0	VN	Kuujjuaq (anciennement Fort Chimo)
2499893	2499893	J0M1C0	TI	Kuujjuaq
2499100	2499100	J0M1T0	VN	Tasiujaq
2499892	2499892	J0M1T0	TI	Tasiujaq
2499105	2499105	J0M1X0	VN	Aupaluk
2499891	2499891	J0M1X0	TI	Aupaluk

Tableau A
Collectivités où vivent les Inuits et codes postaux et codes de subdivision de recensement (SDR) correspondants, selon la région, Canada suite

SDR 1996	SDR 2001	Code postal	Type de SDR	Nom de la SDR (autres noms, notes)
2499110	2499110	J0M1A0	VN	Kangirsuk
2499890	2499890	J0M1A0	TI	Kangirsuk
2499115	2499115	J0M1J0	VN	Quaqtaq (anciennement Koartuk)
2499889	2499889	J0M1J0	TI	Quaqtaq
2499130	2499130	J0M1K0	VN	Kangiqsujuaq (anciennement Wakeham Bay)
2499888	2499888	J0M1K0	TI	Kangiqsujuaq (anciennement Payne Bay)
2499135	2499135	J0M1S0	VN	Salluit (anciennement Sugluk)
2499887	2499887	J0M1S0	TI	Salluit
Côte de la Baie d'Hudson (6 collectivités présentées dans le sens nord-sud)				
2499140	2499140	J0M1H0	VN	Ivujuvik
2499125	2499125	J0M1V0	VN	Akulivik
2499883	2499883	J0M1V0	TI	Akulivik
2499120	2499120	J0M1P0	VN	Puvirnituq (anciennement Povungnituk et toujours ainsi pour Postes Canada)
2499085	2499085	J0M1M0	VN	Inukjuak (anciennement Port Harrison)
2499879	2499879	J0M1M0	TI	Inukjuak
2499080	2499080	J0M1Y0	VN	Umiujaq
2499075	2499075	J0M1G0	VN	Kuujjuarapik (anciennement Great Whale/Poste-de-la-Baleine)
2499816	2499816	J0M1G0	TR	Whapmagoostui (anciennement Great Whale/Poste-de-la-Baleine)
2499070	2499070	J0M1G0	VC	Whapmagoostui (anciennement Great Whale/Poste-de-la-Baleine)
Nunatsiavut (Labrador) – 6 collectivités et 1 territoire non organisé (présentés dans le sens nord-sud)				
1010056	1010056	A0P1L0	T	Nain
1010048	1010048	A0P1G0	T	Hopedale
1010044	1010044	A0P1J0	T	Makkovik
1010059	1010059	A0P1N0	T	Postville
1010042	1010042	******	SUN	Division nº 10, subdivision E (près de Nain, Hopedale, Makkovik, Postville)
1010021	1010021	A0P1P0	T	Rigolet
1010022	1010022	A0P1M0	T	North West River

† Le Nunavut avait uniquement des codes postaux ruraux. Tous les codes postaux commençant par X0A ou X0B ou X0C sont pour le Nunavut et le Nunavut seulement.

Nota : Les types de subdivision de recensement (SDR) sont définis de la façon suivante : HAM=Hamlet; T=Town; SET=Établissement; SUN=Subdivision de territoire non organisé; TI=Terre inuite; UNO=territoire non organisé; VN=Village nordique; VC=Village cri. Les astérisques dans le champ du code postal signifie qu'aucun code postal n'est attribué à cette région non organisée et essentiellement inhabitée. Pour la plupart de ces collectivités, les codes de SDR de 1991 et de 1996 étaient identiques, sauf la SDR 6108095 de 1996 (Holman) qui est devenue la SDR 6107095 en 2001 (maintenant Ulukhaktok), et les deux premiers chiffres de chaque SDR de ce qui est maintenant le Nunavut qui sont passés de « 61 » pour la SDR de 1996 à « 62 » pour la SDR de 2001. Pour pouvoir utiliser ces définitions fondées sur les SDR avec les enregistrements de naissance, de décès ou de mortinaissance de la statistique de l'état civil, les codes géographiques de la statistique de l'état civil doivent d'abord être transposés en codes géographiques types du recensement pour l'année de recensement la plus récente, étant donné que les codes géographiques de la statistique de l'état civil comprennent divers types de codes non normalisés, y compris des codes propres à la statistique de l'état civil, des codes intercensitaires révisés et des codes des années précédentes de recensement. Les codes postaux sont fournis à titre de référence seulement, les données sur les décès pour les territoires du Nord ne comportant pas souvent de code postal, ce qui fait que seuls les codes de subdivision de recensement (qui étaient toujours présents) ont servi à définir les régions où vivent les Inuits.

L'obésité et les habitudes alimentaires de la population autochtone

Didier Garriguet

Résumé

Objectifs

Le présent article compare les taux d'embonpoint/d'obésité et d'obésité et les modèles de consommation d'aliments des Autochtones vivant à l'extérieur des réserves et des non-Autochtones âgés de 19 à 50 ans en Ontario et dans les provinces de l'Ouest.

Source des données

Les données sont tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition (cycle 2.2).

Techniques d'analyse

On a eu recours à des analyses transversales pour estimer les pourcentages de personnes qui avaient de l'embonpoint/étaient obèses ou étaient obèses et la consommation moyenne de nutriments, selon l'identité autochtone et d'autres caractéristiques. On a eu recours à la régression logistique pour déterminer l'influence indépendante de l'identité autochtone sur l'embonpoint/l'obésité et l'obésité.

Principaux résultats

En 2004, les taux d'embonpoint/d'obésité et d'obésité des Autochtones âgés de 19 à 50 ans vivant à l'extérieur des réserves étaient plus élevés que ceux des non-Autochtones. Ces différences globales rendent principalement compte des taux plus élevés d'embonpoint/d'obésité et d'obésité chez les femmes autochtones. Chez les personnes âgées de 19 à 30 ans, ces différences peuvent être partiellement expliquées par l'apport calorique plus élevé des femmes autochtones, en dépit de besoins énergétiques identiques, selon la taille, le poids, l'âge et l'activité physique. La majeure partie des calories excédentaires sont consommées sous forme de collations et proviennent des « autres aliments ».

Mots-clés

Autochtones; nutrition; obésité; activité physique; régime alimentaire

Auteur

Didier Garriguet (613-951-7187; didier.garriguet@statcan.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Au cours des 25 dernières années, la prévalence de l'obésité au Canada a augmenté de façon constante[1]. Cette hausse fait partie d'un phénomène mondial que l'Organisation mondiale de la Santé a décrit comme épidémique[2]. L'obésité est reconnue comme un facteur de risque de plusieurs problèmes de santé graves, comme le diabète de type 2 et les maladies cardio-vasculaires[2-6].

Même si les causes de l'obésité sont complexes, le surpoids est déterminé en définitive par la différence entre l'énergie provenant des aliments et des boissons consommés et la dépense d'énergie liée au métabolisme de base et aux activités physiques quotidiennes d'une personne. Toutefois, d'autres facteurs — environnementaux et génétiques, par exemple — peuvent influencer les besoins quotidiens en énergie et les dépenses quotidiennes d'énergie[7].

Au Canada, la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité est beaucoup plus grande chez les Autochtones (des données sont disponibles uniquement pour ceux vivant à l'extérieur des réserves) que dans le reste de la population[8,9]. Toutefois, les taux élevés d'obésité chez les Autochtones ne sont pas propres au Canada : les mêmes tendances sont observées aux États-Unis[10], en Australie[11], en Nouvelle-Zélande[12] et dans les îles du Pacifique[13].

À partir des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 : Nutrition, le présent article analyse les différences au chapitre de l'embonpoint et de l'obésité entre les Autochtones vivant à l'extérieur des réserves et la population non autochtone âgée de 19 à 50 ans. Les différences entre les habitudes alimentaires des deux groupes sont aussi examinées.

Méthodes

Source des données

Les données sont tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 : Nutrition, cycle 2.2. Comme son nom l'indique, l'ESCC de 2004 a servi à recueillir des données concernant les habitudes alimentaires des Canadiens (http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs). Contrairement aux cycles précédents de l'ESCC, les taux d'embonpoint et d'obésité calculés à partir des données de ce cycle sont fondés sur des mesures directes, plutôt que sur des données autodéclarées, qui ont tendance à comporter des sous-estimations[8,14].

L'ESCC exclut les membres de la force régulière des Forces canadiennes et les habitants des territoires, des réserves indiennes et de certaines régions éloignées, les personnes vivant en établissement, ainsi que tous les résidents (militaires et civils) des bases des Forces canadiennes. Le plan d'enquête, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ESCC sont présentés plus en détail dans un rapport publié antérieurement[15].

Étant donné que l'emplacement géographique peut avoir des répercussions sur les choix en matière de nutrition, il est important que les Autochtones et les non-Autochtones soient bien représentés dans chaque province. On avait besoin au minimum de 25 adultes âgés de 19 à 50 ans par province et par sexe pour assurer une représentation minimale. Toutefois, même si un échantillon supplémentaire d'Autochtones a été sélectionné pour l'ESCC de 2004, les Autochtones du Québec et des provinces de l'Atlantique sont nettement sous-représentés dans l'échantillon national de participants à l'enquête. L'échantillon des personnes âgées de 19 à 50 ans pour le Québec et les provinces de l'Atlantique comprenait seulement 76 Autochtones (Tableau 1). Par conséquent, la présente analyse se limite à l'Ontario, au Manitoba, à la Saskatchewan, à l'Alberta et à la Colombie-Britannique.

Tableau 1
Taille de l'échantillon des participants autochtones à l'enquête vivant à l'extérieur des réserves et âgés de 19 à 50 ans, selon la province et le sexe, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition

	Taille de l'échantillon	
Province	Hommes	Femmes
Terre-Neuve-et-Labrador	9	24
Île-du-Prince-Édouard	2	0
Nouveau-Brunswick	9	10
Nouvelle-Écosse	3	9
Québec	5	5
Ontario	26	64
Manitoba	68	117
Saskatchewan	34	33
Alberta	33	41
Colombie-Britannique	27	42

Techniques d'analyse

Des statistiques descriptives ont été utilisées pour estimer les pourcentages de personnes qui avaient de l'embonpoint/étaient obèses ou étaient obèses, selon l'identité autochtone, le sexe, le groupe d'âge, le niveau d'activité physique durant les loisirs, le niveau le plus élevé de scolarité dans le ménage et le revenu du ménage. On a eu recours à la régression logistique pour déterminer les associations entre l'identité autochtone, ces caractéristiques sociodémographiques et l'embonpoint/l'obésité et l'obésité. Étant donné le faible taux de réponse (57,5 %) à la composante de l'ESCC sur la taille et le poids mesurés, un poids d'enquête corrigé tenant compte de la non-réponse a servi aux analyses des mesures anthropométriques. Les analyses présentées

sur l'embonpoint/l'obésité et sur l'obésité sont fondées sur 3 544 participants âgés de 19 à 50 ans (Autochtones et non-Autochtones) pour lesquels des mesures de la taille et du poids ont été recueillies.

On a demandé aux participants de dresser une liste de tous les aliments et de toutes les boissons qu'ils avaient consommés le jour d'avant (rappel alimentaire de 24 heures). Une méthode en cinq étapes, fondée sur l'*Automated Multiple-Pass Method (AMPM)*[16,17], laquelle a été élaborée aux États-Unis, avait pour but d'aider les participants à se remémorer avec le plus de précision possible ce qu'ils avaient consommé. Les cinq étapes sont les suivantes :

- une énumération rapide;
- des questions sur des catégories particulières d'aliments et certains aliments fréquemment oubliés;
- des questions concernant les heures et les occasions de consommation;
- des questions visant à recueillir une description détaillée des aliments et des boissons — de même que des quantités — consommés;
- une récapitulation finale.

Au total, 35 107 personnes ont rempli le questionnaire initial de rappel alimentaire de 24 heures. Le taux de réponse a été de 76,5 %. La présente analyse est fondée sur 6 224 participants à l'enquête âgés de 19 à 50 ans. Ont été exclus cinq cas pour lesquels l'apport alimentaire était invalide et quatre cas pour lesquels cet apport était nul. Les femmes enceintes (108) et celles qui allaitaient (77) ont également été exclues.

La répartition en éléments nutritifs des aliments et des boissons que les participants ont déclaré avoir consommés a été déterminée selon le Fichier canadien sur les éléments nutritifs (supplément 2001b) de Santé Canada[18]. Dans le cadre de la présente analyse, on a examiné la quantité et le pourcentage de calories consommées quotidiennement (le cas échéant), pour chacun des nutriments suivants : alcool*, vitamine B_{12}, vitamine B_6, vitamine C, caféine, calcium, glucides*, cholestérol, folate, vitamine D, nombre total de calories, acide gras linoléique*, acides gras monoinsaturés*, acide gras linolénique*, acides gras polyinsaturés*, acides gras saturés*, lipides*, fibres alimentaires, acide folique, folacine, folate d'origine naturelle, fer, magnésium, eau, niacine, phosphore, potassium, protéine*, vitamine A, riboflavine, sodium, thiamine, zinc. L'astérisque (*) indique que le nutriment a été analysé tant du point de vue de la quantité que du pourcentage de calories; par exemple, les lipides ont été analysées en grammes et en pourcentage de l'apport calorique quotidien.

Les aliments (aliments de base, recettes ou ingrédients) ont été classés dans un des quatre groupes d'aliments, selon la publication de 1992, *Le guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus*[19] — légumes et fruits, produits laitiers, produits céréaliers et viandes et substituts —, ou dans la catégorie des « autres aliments ». Aucun aliment n'a été compté deux fois; par exemple, si une recette était classée dans la catégorie des « autres aliments », on utilisait la recette plutôt que les ingrédients, et inversement.

Les quantités exprimées en grammes ont été converties en portions pour les légumes et fruits, les produits laitiers et les produits céréaliers, à l'aide du Fichier canadien sur les aliments nutritifs[18]. Les quantités de viandes et substituts ont été déterminées selon le poids de la viande cuite, une portion correspondant à 50 à 100 grammes de viande. Les portions définies sans intervalle (le beurre d'arachide, par exemple) ont été multipliées par un facteur équivalent à 50 grammes de viande cuite.

Des statistiques descriptives fondées sur le rappel alimentaire de 24 heures ont servi à estimer l'apport nutritionnel moyen. Les poids originaux de l'enquête ont servi à maximiser la taille de l'échantillon.

La méthode du *bootstrap*[20,21], qui tient compte du plan d'enquête complexe, a servi à estimer les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance. Le niveau de signification a été fixé à $p < 0,05$.

Définitions

L'appartenance ethnique a été déterminée à partir de la question suivante : « Les gens qui habitent au Canada ont des origines culturelles et raciales très variées. Êtes-vous :

1. Blanc(he)? »
2. Chinois(e)? »
3. Sud-Asiatique (p. ex., Indien[ne] de l'Inde, Pakistanais[e], Sri-Lankais[e])? »
4. Noir(e)? »
5. Philippin(e)? »
6. Latino-Américain(e)? »
7. Asiatique du Sud-Est (p. ex., Cambodgien[ne], Indonésien[ne], Laotien[ne], Vietnamien[ne])? »
8. Arabe? »
9. Asiatique occidental(e) (p. ex., Afghan[e], Iranien[ne])? »
10. Japonais(e)? »
11. Coréen(ne)? »
12. Autochtone (Indien[ne] de l'Amérique du Nord, Métis[se] ou Inuit[e])? »
13. Autre – Précisez. »

Les participants à l'enquête pouvaient indiquer plus d'une catégorie. La catégorie 12 a servi à identifier les *Autochtones* vivant à l'extérieur des réserves, y compris ceux qui s'identifiaient aussi à un autre groupe. Les autres catégories représentent ensemble la population *non autochtone*.

Les définitions d'*embonpoint* et d'*obésité* sont fondées sur l'indice de masse corporelle (IMC), qui est calculé en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimé en mètres. Aux fins de la présente analyse, les catégories d'IMC pour les adultes ont été établies selon les lignes directrices de Santé Canada[22]. Les participants à l'enquête dont l'IMC était égal ou supérieur à 30 kg/m^2 étaient considérés comme obèses, et ceux dont l'IMC était supérieur ou égal à 25 kg/m^2 étaient considérés comme ayant de l'embonpoint (l'embonpoint comprend l'obésité).

Le niveau d'*activité physique pendant les loisirs* est fondé sur la dépense énergétique (DÉ) totale pendant les loisirs. La DÉ a été calculée d'après la fréquence et la durée déclarées de toutes les activités physiques pratiquées pendant les loisirs par un participant à l'enquête au cours des trois mois ayant précédé l'interview de l'ESCC de 2004, et d'après la demande d'énergie métabolique (valeur de l'équivalent métabolique ou MET) de chaque activité, laquelle avait été établie indépendamment[23] :

DÉ = $\sum$(Ni*Di*METi / 365 jours) où
Ni = nombre d'occurrences de l'activité i pendant une année,
Di = durée moyenne en heures de l'activité i, et
METi = une valeur constante pour le coût en énergie métabolique de l'activité i.

Aux fins de la présente analyse, les participants dont la DÉ était inférieure à 1,5 kilocalorie par kilogramme par jour (KKJ) étaient considérés comme *inactifs*, et ceux dont la DÉ était plus élevée étaient considérés comme *actifs*.

Le niveau le plus élevé de *scolarité* dans le ménage a été défini selon qu'au moins un membre du ménage avait obtenu un diplôme d'études secondaires.

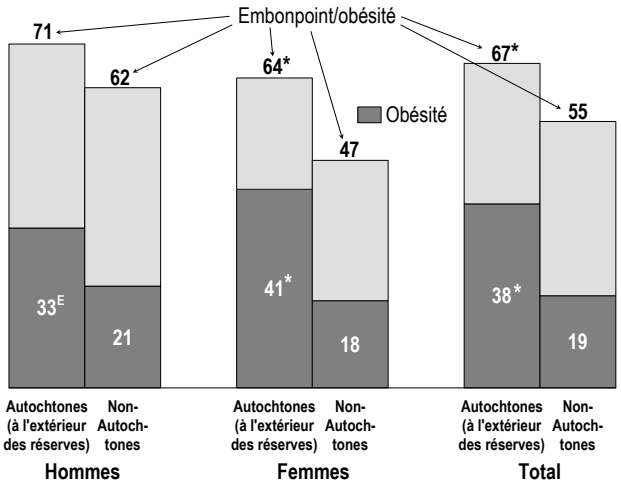
Le *revenu du ménage* a été défini en fonction du nombre de personnes vivant dans le ménage et du revenu total provenant de toutes les sources au cours des 12 mois ayant précédé l'interview. Pour la présente analyse, deux groupes ont été définis :

Groupe de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Le plus faible	1 ou 2	Moins de 10,000 $
	3 ou 4	Moins de 15,000 $
	5 et plus	Moins de 20,000 $
Moyen ou élevé	1 ou 2	10,000 $ et plus
	3 ou 4	15,000 $ et plus
	5 et plus	20,000 $ et plus

Les boissons gazeuses ordinaires (par opposition à diète) et les sandwichs ont été définis selon les groupes du Bureau des sciences de la nutrition (BSN) établis à Santé Canada et fondés sur les systèmes britanniques et américains de groupes alimentaires. Les *boissons gazeuses ordinaires* se rapportent à la catégorie 46A, et les *sandwichs*, aux catégories 219, A à F.

Pour chaque aliment consommé, les participants à l'enquête devaient préciser l'occasion : petit déjeuner, déjeuner, dîner ou *consommation entre les repas*. La consommation entre les repas couvre tous les aliments non déclarés au petit déjeuner (ou brunch), au déjeuner ou au dîner. Il s'agit notamment des collations, des boissons consommées à l'extérieur des repas, de la consommation continue (aliments ou boissons consommés tout au long de la journée) et des autres occasions non précisées.

Graphique 1
Pourcentage de personnes ayant de l'embonpoint/étant obèses (IMC ≥ 25) et étant obèses (IMC ≥ 30), selon le sexe et l'identité autochtone, population à domicile âgée de 19 à 50 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004



* valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les non-Autochtones (p < 0,05)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : IMC = indice de masse corporelle
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition.

Résultats

Embonpoint et obésité

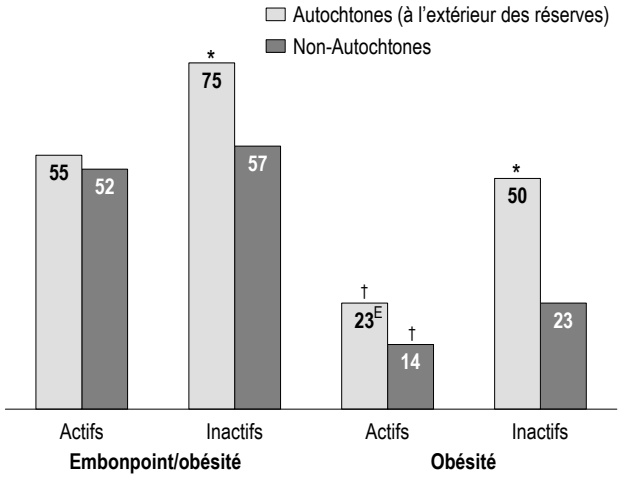
En Ontario et dans les provinces de l'Ouest, la prévalence de l'embonpoint/de l'obésité et de l'obésité chez les 19 à 50 ans était beaucoup plus élevée parmi les Autochtones vivant à l'extérieur des réserves que parmi les non-Autochtones. Dans une très large mesure, cette différence globale rend compte des taux plus élevés chez les femmes autochtones; les différences entre les hommes autochtones et non autochtones n'étaient pas significatives (graphique 1).

Dans une certaine mesure, ces différences peuvent rendre compte des caractéristiques socio-démographiques des Autochtones et des non-Autochtones, dont on a démontré précédemment qu'elles comportaient un lien avec le surpoids[8] : activité physique pendant les loisirs, scolarité et revenu.

Une majorité, soit 56 %, d'Autochtones et de non-Autochtones âgés de 19 à 50 ans étaient « inactifs » pendant leurs loisirs (données non présentées). En outre, peu importe si elles étaient autochtones ou non autochtones, les personnes inactives avaient des taux élevés d'embonpoint/d'obésité et d'obésité. Toutefois, l'association semblait plus forte dans le cas des Autochtones. Parmi les personnes inactives, 50 % des Autochtones étaient obèses, comparativement à 23 % des non-Autochtones (graphique 2).

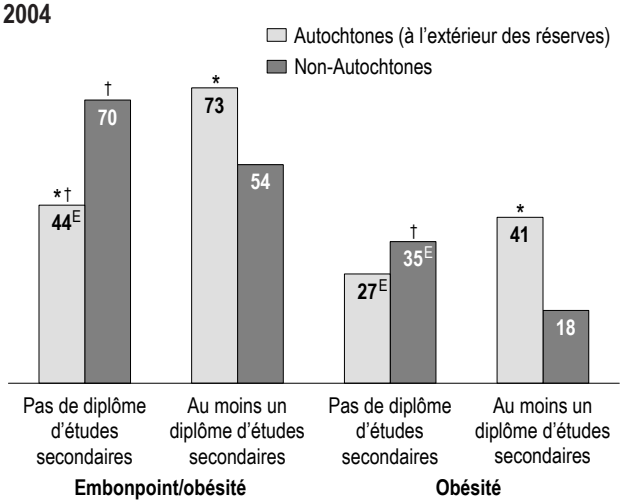
L'association entre la scolarité et le surpoids différait pour les Autochtones et les non-Autochtones. Chez les non-Autochtones, le surpoids était plus répandu dans les ménages dont aucun membre n'avait de diplôme d'études secondaires (graphique 3). Par contre, les Autochtones dans de tels ménages étaient moins susceptibles que ceux vivant dans des ménages ayant un niveau plus élevé de scolarité d'avoir de l'embonpoint/d'être obèses. En fait, parmi les résidents de ménages ayant un plus faible niveau de scolarité, les Autochtones étaient moins susceptibles que les non-Autochtones d'avoir de l'embonpoint/d'être obèses.

Graphique 2
Pourcentage de personnes ayant de l'embonpoint/étant obèses (IMC ≥ 25) ou étant obèses (IMC ≥ 30), selon l'activité physique pendant les loisirs et l'identité autochtone, population à domicile de 19 à 50 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004



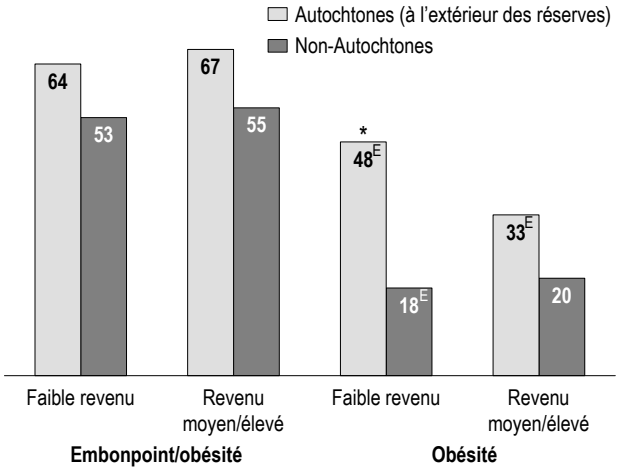
* valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les non-Autochtones (p < 0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour les « personnes inactives » dans le même groupe d'identité autochtone (p < 0,05)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : IMC = indice de masse corporelle
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition.

Graphique 3
Pourcentage de personnes ayant de l'embonpoint/étant obèses (IMC ≥ 25) ou étant obèses (IMC ≥ 30), selon le niveau le plus élevé de scolarité et l'identité autochtone, population à domicile de 19 à 50 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004



* valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les non-Autochtones (p < 0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour les personnes ayant « au moins un diplôme d'études secondaires » dans le même groupe d'identité autochtone (p < 0,05)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : IMC = indice de masse corporelle
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition.

Graphique 4
Pourcentage de personnes ayant de l'embonpoint/étant obèses (IMC ≥ 25) ou étant obèses (IMC ≥ 30), selon le revenu du ménage et l'identité autochtone, population à domicile de 19 à 50 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004



* valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les non-Autochtones (p < 0,05)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : IMC = indice de masse corporelle
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition.

Le fait de vivre dans un ménage à faible revenu était lié à un taux plus élevé d'obésité chez les Autochtones, mais le revenu du ménage ne comporte pas de lien avec l'obésité chez les non-Autochtones (graphique 4).

Des modèles multivariés distincts pour les Autochtones et les non-Autochtones confirment certains de ces résultats univariés (tableau 2). Même lorsque les autres variables sont prises en compte, les risques d'obésité chez les personnes inactives pendant leurs loisirs, qu'il s'agisse d'Autochtones ou de non-Autochtones, étaient significativement plus élevés que pour les personnes actives. L'association entre le niveau de scolarité dans le ménage et le surpoids persistait aussi : chez les personnes autochtones, les risques d'embonpoint/d'obésité étaient significativement plus faibles pour les personnes appartenant à des ménages ayant un faible niveau de scolarité, tandis que les non-Autochtones appartenant à de tels ménages avaient des risques significativement plus élevés d'obésité. Par contre, l'association entre le surpoids et le faible revenu du ménage n'était plus significative pour les Autochtones.

En dépit des associations entre ces facteurs et le surpoids, lorsque leurs effets sont contrôlés, l'identité autochtone ressort comme comportant un lien avec l'embonpoint/l'obésité et avec l'obésité chez les personnes âgées de 19 à 50 ans en Ontario et dans les provinces de l'Ouest (tableau 3). En fait, les risques d'obésité étaient plus de deux fois et demie plus élevés pour les Autochtones.

Apport calorique

Les différences entre l'apport énergétique (ou calorique) quotidien moyen des Autochtones et des non-Autochtones âgés de 19 à 50 ans étaient relativement minimes (131 calories de plus pour les hommes autochtones; 103 calories de plus pour les femmes autochtones) et n'étaient pas statistiquement significatives (tableau A en annexe). Toutefois, ces résultats globaux cachent un écart important chez les femmes âgées de 19 à 30 ans. Dans cette fourchette d'âge, l'apport énergétique quotidien moyen des femmes autochtones dépassait de 359 calories celui des femmes non autochtones (tableau B en annexe). Toutefois, ces femmes

Tableau 2
Rapports de cotes corrigés établissant la relation entre l'embonpoint/l'obésité et l'obésité, d'une part, et certaines caractéristiques, d'autre part, selon l'identité autochtone, population à domicile de 19 à 50 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004

	Embonpoint/obésité (IMC ≥ 25)				Obésité (IMC ≥ 30)			
	Autochtones (à l'extérieur des réserves)		Non-Autochtones		Autochtones (à l'extérieur des réserves)		Non-Autochtones	
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe								
Hommes	1,7	0,6 à 4,5	1,9*	1,5 à 2,5	0,9	0,3 à 2,5	1,2	0,9 à 1,7
Femmes†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Activité physique pendant les loisirs								
Actifs†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Inactifs	2,8*	1,1 à 7,2	1,2	1,0 à 1,6	3,2*	1,3 à 7,7	1,8*	1,3 à 2,4
Scolarité								
Pas de diplôme d'études secondaires	0,3*	0,1 à 0,9	1,9	1,0 à 3,5	0,4	0,1 à 1,4	2,1*	1,1 à 4,0
Au moins un diplôme d'études secondaires†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Revenu du ménage								
Faible	0,9	0,3 à 2,6	1,0	0,6 à 1,6	1,7	0,7 à 4,5	0,8	0,5 à 1,5
Moyen/élevé†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de la catégorie de référence (p < 0,05)
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : IMC = indice de masse corporelle
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition.

Tableau 3
Rapports de cotes corrigés établissant la relation entre l'embonpoint/l'obésité et l'obésité, d'une part, et certaines caractéristiques, d'autre part, population à domicile de 19 à 50 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004

	Embonpoint/obésité (IMC ≥ 25)		Obésité (IMC ≥ 30)	
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe				
Hommes	1,9*	1,5 à 2,4	1,2	0,9 à 1,6
Femmes†	1,0	…	1,0	…
Activité physique pendant les loisirs				
Actifs†	1,0	…	1,0	…
Inactifs	1,3	1,0 à 1,6	1,9*	1,4 à 2,5
Scolarité				
Pas de diplôme d'études secondaires	1,6	0,9 à 2,9	1,8	1,0 à 3,5
Au moins un diplôme d'études secondaires†	1,0	…	1,0	…
Revenu du ménage				
Faible	1,0	0,6 à 1,5	0,9	0,5 à 1,5
Moyen/élevé†	1,0	…	1,0	…
Identité autochtone				
Autochtones (à l'extérieur des réserves)	1,8*	1,1 à 2,9	2,6*	1,5 à 4,3
Non-Autochtones†	1,0	…	1,0	…

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

autochtones ne dépensaient pas plus d'énergie et n'avaient pas de besoins caloriques plus grands, et elles n'étaient pas plus susceptibles d'être actives pendant leurs loisirs (données présentées). L'âge moyen de ces deux groupes était le même (24 ans), de même que la taille moyenne (1,64 mètre ou 5 pieds 4,5 pouces), et la différence dans leur poids moyen (70,3 kilos ou 154,7 livres pour les femmes autochtones, comparativement à 66,7 kilos ou 146,7 livres pour les femmes non autochtones) ne représentait que 37 des 359 calories excédentaires[24] (données non présentées). Par conséquent, les taux plus élevés d'embonpoint/d'obésité et d'obésité chez les femmes autochtones étaient en partie associés à un apport calorique plus grand.

Groupes alimentaires

Au moment de l'ESCC de 2004, *Le guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus*[19], publié en 1992, était en vigueur. Le *Guide* fait état de quatre groupes d'aliments : légumes et fruits, produits laitiers, produits céréaliers et viandes et substituts. Les aliments n'appartenant pas à l'un de ces groupes (par exemple, les bonbons, les huiles, les boissons gazeuses, les condiments) appartiennent

à la catégorie « autres aliments ». Le *Guide* recommande un certain nombre de portions dans chacun de ces quatre groupes, et indique que la consommation des « autres aliments » doit être limitée.

Les hommes autochtones consommaient significativement moins de produits laitiers que les hommes non autochtones — environ la moitié d'une portion de moins par jour (tableau 4). Chez les femmes, les Autochtones consommaient une portion de moins par jour de légumes et fruits et de produits céréaliers que les non-Autochtones.

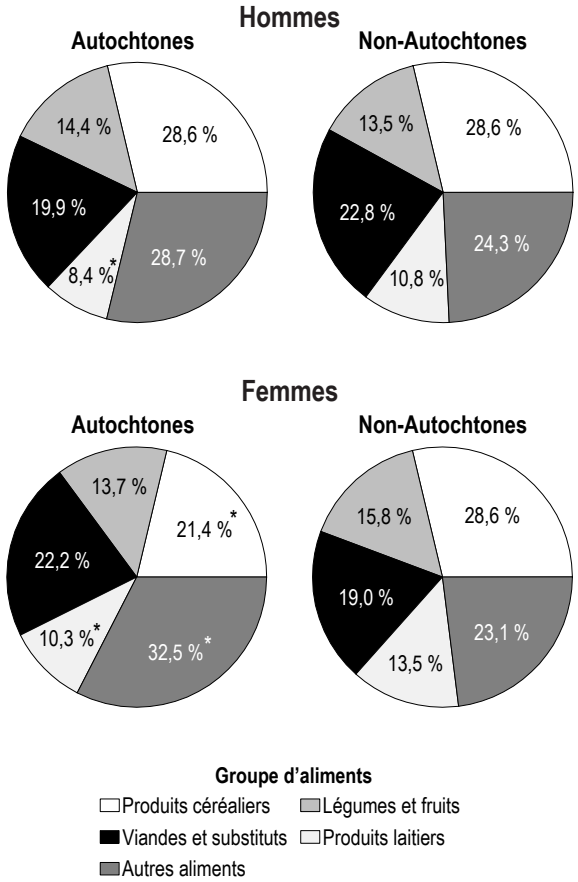
L'effet produit par ces différences est évident dans la proportion quotidienne de calories provenant des divers groupes d'aliments et des « autres aliments ». Chez les hommes, la différence dans le pourcentage de calories tiré des produits laitiers était statistiquement significative (graphique 5). Chez les femmes, les Autochtones tiraient une part plus faible de leurs calories des produits céréaliers et des produits laitiers, mais une part plus grande des « autres aliments ». En fait, parmi les femmes âgées de 19 à 30 ans, les « autres aliments » fournissaient plus de 35 % de l'apport calorique quotidien moyen chez les femmes autochtones, comparativement à 24 % chez les femmes non autochtones (données non présentées). Cette différence explique à elle seule 90 % de l'apport calorique quotidien plus élevé chez les femmes autochtones âgées de 19 à 30 ans.

Tableau 4
Portions quotidiennes moyennes (en grammes) provenant des quatre groupes alimentaires, selon le sexe et l'identité autochtone, population à domicile de 19 à 50 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004

	Autochtones (à l'extérieur des réserves)		Non-Autochtones	
	Portions	Intervalle de confiance de 95 %	Portions	Intervalle de confiance de 95 %
Hommes				
Produits céréaliers	7,3	5,7 à 8,8	6,8	6,5 à 7,1
Légumes et fruits	4,6	3,2 à 6,1	5,1	4,8 à 5,3
Produits laitiers	1,2*	0,9 à 1,5	1,6	1,5 à 1,7
Viandes et substituts (g)	230	176 à 284	261	248 à 273
Femmes				
Produits céréaliers	3,9*	3,2 à 4,6	4,9	4,7 à 5,1
Légumes et fruits	3,6*	3,0 à 4,3	4,7	4,5 à 4,9
Produits laitiers	1,3	0,8 à 1,8	1,5	1,4 à 1,6
Viandes et substituts (g)	182	155 à 209	159	152 à 166

* valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les non-Autochtones (p < 0,05)
Nota : Les viandes et les substituts sont exprimés en grammes (g) de viande cuite. Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou celles qui allaitaient.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition.

Graphique 5
Répartition en pourcentage des sources de calories, selon le groupe d'aliments, le sexe et l'identité autochtone, population à domicile de 19 à 50 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004



* valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les non-Autochtones (p < 0,05)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition.

Boissons gazeuses et sandwichs

Une analyse précédente des données de l'ESCC de 2004 a démontré que les boissons gazeuses ordinaires (par opposition à diète) constituent la principale source de calories provenant des « autres aliments » chez la population canadienne en général[25]. Chez les 19 à 50 ans, la consommation de

boissons gazeuses par les Autochtones dépassait de façon significative celle des non-Autochtones. Par exemple, les femmes autochtones âgées de 19 à 30 ans consommaient en moyenne 450 grammes de boissons gazeuses ordinaires par jour, soit environ trois fois plus que les femmes non autochtones (139 grammes) (tableau 5).

De façon générale, l'apport moyen supérieur reflète une proportion plus grande d'Autochtones ayant déclaré avoir consommé des boissons gazeuses le jour qui a précédé l'interview. Lorsqu'on comparait les apports quotidiens des « consommateurs » de ces boissons, la différence entre les Autochtones et les non-Autochtones n'était pas statistiquement significative. Seuls faisaient exception les hommes âgés de 19 à 30 ans : à ces âges, les hommes autochtones et non autochtones étaient aussi susceptibles de consommer des boissons gazeuses, mais chez ceux qui en consommaient, la consommation était nettement supérieure chez les hommes autochtones (961 grammes comparativement à 632 grammes).

La même analyse sur les habitudes alimentaires de la population en général[25] a aussi permis de

Tableau 5
Consommation quotidienne de boissons gazeuses ordinaires, selon l'identité autochtone, le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 19 à 50 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004

	Autochtones (à l'extérieur des réserves)		Non-Autochtones	
	Estimation	Intervalle de confiance de 95 %	Estimation	Intervalle de confiance de 95 %
19 à 30 ans				
Hommes				
Pourcentage de consommateurs	42,4[E]	24,1 à 60,7	47,0	42,5 à 51,6
Consommation moyenne (g)				
Consommateurs	961*	712 à 1,211	632	589 à 674
Total pour les 19 à 30 ans	408[E]	206 à 609	297	264 à 330
Femmes				
Pourcentage de consommateurs	61,6*	47,4 à 75,8	26,3	22,2 à 30,4
Consommation moyenne (g)				
Consommateurs	732[E]	488 à 975	529	465 à 594
Total pour les 19 à 30 ans	450*[E]	267 à 634	139	113 à 165
31 à 50 ans				
Hommes				
Pourcentage de consommateurs	56,2*	38,6 à 73,9	29,4	25,7 à 33,0
Consommation moyenne (g)				
Consommateurs	725	518 à 931	598	534 à 661
Total pour les 31 à 50 ans	407*[E]	243 à 572	176	148 à 203
Femmes				
Pourcentage de consommateurs	38,0*[E]	22,7 à 53,2	18,5	15,4 à 21,6
Consommation moyenne (g)				
Consommateurs	641	452 à 830	473	411 à 536
Total pour les 31 à 50 ans	243*[E]	129 à 358	88	70 à 106

* valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les non-Autochtones ($p < 0,05$)
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou celles qui allaitaient; g = gramme.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition.

Tableau 6
Consommation quotidienne de pizzas, de sandwichs, de sous-marins, de hamburgers et de hot-dogs, selon l'identité autochtone, le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 19 à 50 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004

	Autochtones (à l'extérieur des réserves)		Non-Autochtones	
	Estimation	Intervalle de confiance de 95 %	Estimation	Intervalle de confiance de 95 %
19 à 30 ans				
Hommes				
Pourcentage de consommateurs	67,5	47,7 à 87,2	59,3	54,7 à 63,9
Pourcentage des calories				
Consommateurs	29,0	20,5 à 37,5	24,6	23,1 à 26,0
Total pour les 19 à 30 ans	20,0[E]	11,5 à 28,5	15,5	14,0 à 16,9
Femmes				
Pourcentage de consommateurs	68,3*	56,3 à 80,4	48,0	43,4 à 52,6
Pourcentage des calories				
Consommateurs	24,7	18,6 à 30,8	24,2	22,2 à 26,2
Total pour les 19 à 30 ans	18,5*	13,6 à 23,5	12,5	10,9 à 14,0
31 à 50 ans				
Hommes				
Pourcentage de consommateurs	69,2	54,7 à 83,7	55,3	51,0 à 59,6
Pourcentage des calories				
Consommateurs	24,9	20,8 à 29,0	25,2	23,6 à 26,8
Total pour les 31 à 50 ans	16,8	11,9 à 21,7	14,8	13,4 à 16,2
Femmes				
Pourcentage de consommateurs	34,8[E]	20,8 à 48,8	40,6	36,6 à 44,6
Pourcentage des calories				
Consommateurs	25,9	21,6 à 30,2	23,7	22,1 à 25,3
Total pour les 31 à 50 ans	8,5[E]	4,5 à 12,6	10,3	9,1 à 11,5

* valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les non-Autochtones ($p < 0,05$)
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou celles qui allaitaient.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition.

déterminer que la catégorie des « sandwichs » (qui comprend non seulement les sandwichs proprement dits, mais aussi la pizza, les sous-marins, les hamburgers et les hot-dogs) constituait une source plus importante de lipides dans le régime alimentaire des Canadiens que toute autre catégorie d'aliments. Ce type d'aliments était aussi populaire auprès des Autochtones âgés de 19 à 50 ans. Toutefois, les différences en matière de consommation entre les Autochtones et les non-Autochtones étaient significatives uniquement pour les femmes âgées de 19 à 30 ans (tableau 6). Les femmes autochtones se situant à l'intérieur de cette fourchette d'âge étaient plus susceptibles d'avoir consommé des « sandwichs » le jour avant l'interview de l'ESCC (68 % comparativement à 48 %) et d'avoir tiré une part plus grande de leurs calories de ces aliments (19 % comparativement à 13 %). Toutefois, si l'on tient compte uniquement des consommateurs de ces aliments, la part de calories qu'ils en tiraient était la même.

Collations

Un examen plus étroit des habitudes alimentaires des femmes montre en outre des différences significatives quant à la consommation d'aliments entre les repas. Les femmes autochtones âgées de 19 à 30 ans tiraient 36 % de leur apport calorique quotidien des aliments consommés entre les repas, comparativement à 28 % pour les femmes non autochtones (données non présentées). La tendance était similaire chez les 31 à 50 ans, les femmes autochtones ayant tiré 28 % de cet apport des collations, comparativement à 24 % pour les femmes non autochtones. Aucune différence significative quant à l'apport calorique entre les repas n'était évidente chez les hommes (données non présentées).

Les femmes autochtones et non autochtones âgées de 19 à 30 ans différaient aussi quant à leurs choix de collations. Les « autres aliments » représentaient 63 % des calories consommées entre les repas par les femmes autochtones se situant à l'intérieur de cette fourchette d'âge, comparativement à 43 % pour leurs homologues non autochtones.

Macronutriments et nutriments

Un régime alimentaire équilibré nécessite un apport approprié, mais pas excessif, de « macronutriments » (lipides, glucides et protéines) et de « nutriments » (vitamines et minéraux)[24].

Dans l'ensemble, par rapport aux hommes non autochtones, les hommes autochtones tiraient un pourcentage plus faible de leurs calories des protéines et avaient un apport de calcium et de vitamine A moins important (tableau A). Toutefois, les différences significatives dans la part de calories tirées des protéines et dans l'apport de calcium entre ces deux groupes rendent compte des choix alimentaires des hommes âgés de 19 à 30 ans (tableau B). En outre, les hommes autochtones âgés de 19 à 30 ans avaient une alimentation plus faible en riboflavine que les hommes non autochtones. Par contre, la répartition des aliments en macronutriments et en nutriments chez les hommes autochtones et non autochtones âgés de 31 à 50 ans ne différait pas de façon significative (tableau C).

Comme il est indiqué précédemment, chez les femmes autochtones âgées de 19 à 30 ans, les calories excédentaires provenaient principalement des « autres aliments ». Ces aliments ont tendance à avoir une forte teneur en lipides, en sucre et en sel. En fait, il y avait des différences significatives dans les apports de lipides et de sodium entre les femmes autochtones et les femmes non autochtones dans cette tranche d'âge (tableau B). Par ailleurs, la consommation de glucides et la part de calories tirée de ce macronutriment étaient plus grandes chez les femmes autochtones. Les femmes autochtones âgées de 19 à 30 ans tiraient moins de leurs calories des protéines, mais avaient une alimentation plus riche en lipides que les femmes non autochtones.

Les femmes autochtones âgées de 31 à 50 ans avaient une alimentation plus pauvre en fibres, en magnésium, en vitamine A, en acide folique, en folate d'origine naturelle et en équivalents folates alimentaires que les femmes non autochtones (tableau C).

Discussion

Conclusion

La présente analyse des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 montre que les Autochtones vivant à l'extérieur des réserves et âgés de 19 à 50 ans en Ontario et dans les provinces de l'Ouest avaient des taux significativement plus élevés d'embonpoint/d'obésité et d'obésité que les non-Autochtones. Un écart comparable entre les Autochtones et les non-Autochtones est ressorti d'une étude antérieure à partir des données de l'ESCC de 2004 portant sur l'ensemble de la population adulte âgée de 18 ans et plus[8]. Par ailleurs, des analyses de données autodéclarées dans le cadre de l'ESCC de 2001 et de 2003 ont montré des taux plus élevés d'embonpoint et d'obésité chez les Autochtones que chez tout autre groupe ethnique[9].

Toutefois, dans la présente étude, les rapports entre les facteurs sociodémographiques et l'obésité chez les Autochtones ne sont pas nécessairement les mêmes que ceux déclarés pour l'ensemble de la population dans les analyses précédentes. Les moments de loisir inactifs étaient liés à un surpoids pour l'ensemble de la population adulte[8] et aussi pour les Autochtones. Toutefois, même si les proportions de personnes déclarant être inactives étaient les mêmes, les conséquences semblaient plus lourdes pour les Autochtones.

Un faible niveau de scolarité a été lié à l'obésité chez les adultes dans leur ensemble[8], mais pour les Autochtones, le surpoids avait tendance à être plus répandu chez ceux appartenant à un ménage où le niveau de scolarité était relativement élevé. Par ailleurs, pour l'ensemble de la population adulte, le faible revenu du ménage a été lié à des taux plus faibles d'embonpoint et d'obésité[8], mais la tendance était inverse pour les Autochtones — ceux appartenant à des ménages à revenu plus faible étant plus susceptibles d'être obèses. Néanmoins, comme il a été déterminé dans le cadre de l'étude antérieure fondée sur des données autodéclarées[9], lorsque le sexe, l'activité physique, la scolarité et le revenu du ménage étaient pris en compte, l'identité autochtone continuait de comporter un lien significatif avec l'embonpoint/l'obésité et l'obésité.

Dans la présente étude, les différences globales entre les Autochtones et les non-Autochtones au chapitre de l'embonpoint/de l'obésité et de l'obésité sont attribuables dans une large mesure aux femmes autochtones, et plus particulièrement celles âgées de 19 à 30 ans. En dépit de besoins énergétiques identiques, elles consommaient davantage de calories que les femmes non autochtones, et principalement des aliments n'appartenant pas à l'un des quatre groupes du *Guide alimentaire*[19]. Une part importante de la consommation de ces « autres aliments » comme il a été indiqué dans un rapport antérieur[25], prenait la forme de collations entre les repas. Les « autres aliments » expliquent en outre les différences dans les apports de glucides, de lipides et de sodium entre les femmes autochtones et non autochtones se situant à l'intérieur de cette fourchette d'âge.

Les liens entre l'obésité chez les femmes autochtones âgées de 19 à 30 ans et leur consommation élevée de gras ne sont pas surprenants. Toutefois, plusieurs autres habitudes alimentaires chez les Autochtones peuvent être liées à l'obésité. La consommation plus élevée de protéines a été associée à des taux plus faibles d'obésité abdominale[26], mais les hommes autochtones consommaient moins de protéines que les hommes non autochtones. La consommation élevée de fibres est liée elle aussi à des niveaux plus faibles d'obésité[26], et les femmes autochtones en consommaient significativement moins que les femmes non autochtones. En outre, même si elle n'est pas liée directement au surpoids, la surconsommation de sodium, qui est répandue chez les femmes autochtones âgées de 19 à 30 ans, a été liée à un risque accru d'hypertension[27].

Néanmoins, on a noté de nombreuses similitudes entre les caractéristiques en matière de santé des Autochtones et des non-Autochtones de l'Ontario et des provinces de l'Ouest. Comme c'était le cas pour les Canadiens en général[25], de nombreux Autochtones ne suivaient pas les recommandations du *Guide alimentaire*. Par exemple, un pourcentage important d'entre eux ne consommaient pas le nombre recommandé de portions de légumes et fruits, de produits céréaliers et de produits laitiers.

Une étude plus poussée pourrait être nécessaire pour déterminer si les recommandations pour l'ensemble de la population sont appropriées pour les Autochtones vivant à l'extérieur des réserves. D'autres facteurs, environnementaux ou génétiques, par exemple, pourraient influencer les taux d'embonpoint et d'obésité chez les Autochtones.

Limites

Pour diverses raisons, la taille et le poids de nombreux participants à l'ESCC de 2004 n'ont pu être mesurés directement. Même si cette non-réponse a été prise en compte, il se pourrait que les estimations soient biaisées si les caractéristiques des participants qui n'ont pas été mesurées différaient systématiquement de celles des participants pour lesquels des mesures directes ont été obtenues.

Le fait de dépendre de l'indice de masse corporelle (IMC) pour déterminer l'embonpoint et l'obésité pose un problème. L'IMC est une bonne mesure au niveau de la population, mais pas nécessairement au niveau individuel. Elle pourrait entraîner un mauvais classement des jeunes adultes qui sont encore en croissance, des personnes qui sont très minces, très musclées, très lourdes ou très petites, et de certains groupes ethniques ou raciaux[9]. L'IMC ne permet pas d'évaluer la répartition du tissu adipeux, et plus particulièrement l'accumulation abdominale de tissus adipeux, qui est liée à des risques accrus pour la santé[22]. En outre, étant donné la petite taille de l'échantillon, les personnes qui ont été classées comme ayant de l'embonpoint (IMC de 25,0 à 29,9), mais pas comme étant obèses, n'ont pas pu faire l'objet d'un examen distinct dans le cadre de la présente analyse.

Les activités pendant les loisirs des participants à l'enquête avaient trait uniquement aux trois mois ayant précédé l'interview de l'ESCC, et il est possible que ces résultats aient fait l'objet d'erreurs de remémoration. En outre, les activités pendant les loisirs ne rendent pas compte de l'activité physique totale d'une personne; l'activité au travail, à l'école ou pendant le transport (par exemple, la bicyclette) n'a pas été prise en compte dans la présente analyse.

Les données sur la nutrition sont autodéclarées et il est possible que les participants ne se soient pas rappelé exactement ce qu'ils avaient mangé ou les quantités consommées. Afin de réduire le plus possible les erreurs de mémoire, on a eu recours dans le cadre de l'ESCC de 2004 à une méthode à passes multiples en cinq étapes[16,17]. Dans des conditions contrôlées, cette méthode permet d'évaluer efficacement l'apport énergétique moyen[28,29]. Toutefois, dans d'autres conditions, certaines études ont révélé une sous-déclaration[30-32], et d'autres, une surdéclaration[33-35].

En dépit des efforts visant à assurer une représentation équitable des jours de la semaine pendant la collecte des données, certains jours sont peut-être sous-représentés. Cela pourrait avoir des répercussions sur les résultats pour l'apport alimentaire moyen.

Les résultats pour les Autochtones montrent une prévalence élevée d'embonpoint/d'obésité et d'obésité. Toutefois, les données se rapportent uniquement à la population de l'Ontario et des provinces de l'Ouest vivant à l'extérieur des réserves.

Par ailleurs, la petite taille de l'échantillon a empêché des analyses distinctes de groupes d'Autochtones particuliers (Indiens de l'Amérique du Nord, Métis et Inuits).

Étant donné que l'ESCC est une enquête transversale, aucun rapport de cause à effet entre l'obésité et le comportement lié à la santé ou d'autres facteurs n'a pu être déduit.

Par ailleurs, le terme « origines culturelles et raciales » du questionnaire de l'ESCC peut avoir été une source de confusion pour certains participants à l'enquête[36].

Pour obtenir plus de détails au sujet des limites de l'enquête, voir le document *Cycle 2.2 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition : Guide de consultation et d'interprétation des données*, publié par Santé Canada et accessible sur son site Web (http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/surveill/nutrition/commum/index_f.thml).

Références

1. M. Shields et M. Tjepkema, « Tendances de l'obésité chez l'adulte », *Rapports sur la santé,* 17(3), 2006, p. 57-64 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
2. Organisation mondiale de la Santé, *Obésité : prévention et prise en charge de l'épidémie mondiale*, Genève, 2000 (Organisation mondiale de la Santé, Série de rapports techniques nº 894).
3. US Department of Health and Human Services, *The Surgeon General's Call to Action to Prevent and Decrease Overweight and Obesity,* Pittsburgh, Pennsylvania, US Department of Health and Human Services, Public Health Service, Office of the Surgeon General, 2001.
4. P.W. Wilson, R.B. d'Agostino, L. Sullivan *et al.*, « Overweight and obesity determinants of cardiovascular risk: The Framingham experience », *Archives of Internal Medicine*, 162, 2002, p. 1867-1872.
5. G.B. Bray, « Overweight, mortality and morbidity », dans C. BOUCHARD, dir. *Physical Activity and Obesity,* Champaign, Illinois, Human Kinetics, 2000, p. 31-53.
6. P.T. Katzmarzyk, I. Janssen et C. Ardern, « Physical inactivity, excess adiposity and premature mortality », *Obesity Reviews*, 4, 2003, p. 257-290.
7. B.A. Beamer, « Genetic influences on obesity », dans R.E. ANDERSEN, dir. *Obesity: Etiology, Assessment, Treatment and Prevention,* Champaign, Illinois, Human Kinetics, 2003, p. 43-56.
8. M. Tjepkema, « Obésité chez les adultes », *Rapports sur la santé,* 17(3), 2006, p. 9-26 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
9. M.S. Tremblay, C.E. Pérez, C.I. Ardern *et al.*, « Obésité, embonpoint et origine ethnique », *Rapports sur la santé,* 16(4), 2005, p. 25-37 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
10. M. Story, M. Evans, R.R. Fabsitz *et al.,* « The epidemic of obesity in American Indian communities and the need for childhood obesity-prevention programs », *American Journal of Clinical Nutrition,* 69 (supplément), 1999, p. 747S-754S.
11. Department of Health and Ageing, *Factbook 2006,* Sydney, Australia, 2006, disponible à l'adresse http://www.health.gov.au/internet/wcms/publishing.nsf/Content/Factbook2006-l.
12. Ministry of Social Development, *The Social Report 2006,* Auckland, New Zealand, 2006, disponible à l'adresse http://www.socialreport.msd.govt.nz.
13. Secretariat of the Pacific Community, *Obesity in the Pacific: Too Big to Ignore,* Noumea, New Caledonia, Secretariat of the Pacific Community, 2002.
14. M. Shields, « L'embonpoint et l'obésité chez les enfants et les adolescents », *Rapports sur la santé,* 17(3), 2006, p. 27-43 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
15. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé,* 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
16. 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).
17. A.J. Moshfegh, N. Raper, L. Ingwersen *et al.,* « An improved approach to 24-hour dietary recall methodology », *Annals of Nutrition and Metabolism,* 45(supplément), 2001, p. 156 (résumé).
18. 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.
19. Santé Canada, *Le guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus,* Ottawa, Travaux publics et Services gouvernementaux Canada, 1997 (Santé Canada, nº H39-2521/1992F au catalogue).
20. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête,* 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, nº 12-001 au catalogue).
21. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research,* 5(3), 1996, p. 281-310.
22. Santé Canada, *Lignes directrices pour la classification du poids chez les adultes,* Ottawa, Santé Canada, 2003 (nº H49-179/2003F au catalogue).
23. T. Stephens, C.L. Craig et B.F. Ferris, « Adult physical activity in Canada: Findings from the Canada Fitness Survey I », *Canadian Journal of Public Health*, 77(4), 1986, p. 285-290.
24. Institute of Medicine, *Dietary Reference Intakes for Energy, Carbohydrate, Fiber, Fat, Fatty Acids, Cholesterol, Protein and Amino Acids,* Washington DC, National Academy Press, 2005.
25. D. Garriguet, « Les habitudes alimentaires des Canadiens », *Rapports sur la santé,* 18(2), 2007, p. 17-33 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
26. A.T. Merchant, S.S. Anand, V. Vuksan *et al.,* « Protein intake is inversely associated with abdominal obesity in a multi-ethnic population », *Journal of Nutrition*, 135(5), 2005, p. 1196-1201.
27. Institute of Medicine, *Dietary Reference Intakes for Water, Potassium, Sodium, Chloride and Sulfate*, Washington DC, National Academy Press, 2004.
28. J.M. Conway, L.A. Ingwersen, B.T. Vinyard *et al.*, « Effectiveness of the US Department of Agriculture 5-step multiple-pass method in assessing food intake in obese and nonobese women », *American Journal of Clinical Nutrition*, 77, 2003, p. 1171-1178.
29. J.M. Conway, L.A. Ingwersen et A.J. Moshfegh, « Accuracy of dietary recall using the USDA fivestep multiple-pass method in men: an observational validation study », *Journal of the American Dietetic Association,* 104(4), 2004, p. 595-603.
30. R.K. Johnson, R.P. Soultanakis et D.E. Matthews, « Literacy and body fatness are associated with underreporting of energy intake in US low income women using the multiple-pass 24-hour recall, a doubly labelled water study », *Journal of the American Dietetic Association,* 98(10), 1998, p. 1136-1140.

31. S.S. Jonnalagadda, D.C. Mitchell , H. Smiciklas-Wright *et al.,* « Accuracy of energy intake data estimated by a multi-pass 24-hour dietary recall technique », *Journal of the American Dietetic Association*, 100(3), 2000, p. 303-308.

32. G. Johansson, A.Wikman, A.M. Ahren *et al.,* « Underreporting of energy intake in repeated 24-hour recalls related to gender, age, weight status, day of interview, educational level, reported food intake, smoking habits and area of living », *Public Health Nutrition*, 4(4), 2001, p. 919-927.

33. M. Gersovitz, J.P. Madden et H. Smicklas-Wright, « Validity of the 24-hr. dietary recall and sevenday record for group comparisons », *Journal of the American Dietetic Association,* 73, 1978, p. 48-55.

34. R.J. Myers, R.C. Klesges, L.H. Eck *et al.,* « Accuracy of self-reports of food intake in obese and normal-weight individuals: effect of obesity on self-reports of dietary intake in adult females », *American Journal of Clinical Nutrition*, 48, 1988, p. 1248-1251.

35. H.A. Kahn, P.K. Whelton, L.J. Appel *et al.,* « Validity of 24-hour dietary recall interviews conducted among volunteers in an adult working community », *Annals of Epidemiology*, 5, 1995, p. 484-489.

36. R.A. Hahn, B.I. Truman et N.D. Barker, « Identifying ancestry: the reliability of ancestral identification in the United States by self, proxy, interviewer, and funeral director », *Epidemiology*, 7, 1996, p. 75-80.

Annexe

Tableau A
Apport nutritionnel quotidien moyen, selon le sexe et l'identité autochtone, population à domicile de 19 à 50 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004

	Hommes				Femmes			
	Autochtones (à l'extérieur des réserves)		Non-Autochtones		Autochtones (à l'extérieur des réserves)		Non-Autochtones	
	Apport moyen	Intervalle de confiance de 95 %	Apport moyen	Intervalle de confiance de 95 %	Apport moyen	Intervalle de confiance de 95 %	Apport moyen	Intervalle de confiance de 95 %
Énergie (kilocalories)	2 652	2 389 à 2 915	2 521	2 452 à 2 590	1 913	1 711 à 2 115	1 810	1 762 à 1 858
Glucides (g)	333	293 à 372	305	296 à 314	237	211 à 264	226	220 à 233
% des calories	49,9	46,7 à 53,1	48,4	47,7 à 49,2	49,4	47,2 à 51,6	50,0	49,3 à 50,8
Proteines (g)	99	81 à 118	105	102 à 109	73	63 à 82	73	71 à 75
% des calories	14,2*	12,5 à 16,0	16,8	16,4 à 17,2	15,5	13,9 à 17,1	16,3	15,9 à 16,7
Lipides (g)	93,1	79,9 à 106,3	90,6	87,2 à 94,1	71,6	61,6 à 81,5	66,0	63,5 à 68,5
% des calories	30,3	27,2 à 33,4	31,0	30,4 à 31,7	32,2	30,6 à 33,9	31,4	30,8 à 32,0
Gras monoinsaturés (g)	39,5	33,4 à 45,6	37,2	35,6 à 38,7	29,1	25,2 à 33,1	26,4	25,3 à 27,5
% des calories	12,7	11,2 à 14,2	12,6	12,3 à 13,0	13,0	12,2 à 13,8	12,5	12,2 à 12,7
Gras polyinsaturés (g)	17,0	13,8 à 20,3	16,2	15,4 à 17,0	12,4	10,6 à 14,2	12,0	11,5 à 12,5
% des calories	5,4	4,5 à 6,3	5,5	5,3 à 5,7	5,5	5,1 à 6,0	5,7	5,5 à 5,8
Gras saturés (g)	28,6	24,4 à 32,8	28,6	27,4 à 29,8	23,2	18,9 à 27,6	21,3	20,4 à 22,1
% des calories	9,5	8,5 à 10,5	9,9	9,6 à 10,1	10,4	9,4 à 11,3	10,2	9,9 à 10,4
Acide linoléique (g)	14,0	11,3 à 16,7	13,0	12,4 à 13,7	9,9	8,4 à 11,4	9,5	9,1 à 9,9
% des calories	4,4	3,7 à 5,2	4,4	4,3 à 4,6	4,4	4,0 à 4,8	4,5	4,3 à 4,6
Acide linolénique (g)	2,4	1,8 à 3,1	2,3	2,0 à 2,5	1,7	1,4 à 2,0	1,7	1,6 à 1,8
% des calories	0,8	0,6 à 0,9	0,7	0,7 à 0,8	0,8	0,7 à 0,9	0,8	0,8 à 0,8
Fibres alimentaires (g)	17,8	14,9 à 20,7	19,2	18,4 à 19,9	13,1*	11,2 à 14,9	15,2	14,6 à 15,9
Sodium (mg)	3 798	3 224 à 4 372	3 611	3 473 à 3 749	2 807	2 511 à 3 103	2 702	2 603 à 2 801
Eau (g)	3 339	2 988 à 3 690	3 116	3 033 à 3 198	2 895	2 611 à 3 179	2 754	2 673 à 2 835
Caféine (mg)	293	201 à 384	255	238 à 272	243	195 à 291	201	187 à 215
Vitamine A en équivalents rétinol (mcg)	535*	431 à 639	662	620 à 704	496	400 à 591	596	561 à 630
Vitamine B_6 (mg)	2,0	1,8 à 2,3	2,2	2,2 à 2,3	1,5	1,3 à 1,7	1,6	1,6 à 1,6
Vitamine B_{12} (mcg)	4,5	3,5 à 5,4	5,3	4,9 à 5,8	3,3	2,6 à 4,1	3,6	3,2 à 4,1
Riboflavine (mg)	2,1	1,8 à 2,3	2,2	2,2 à 2,3	1,6	1,4 à 1,9	1,7	1,6 à 1,7
Thiamine (mg)	2,1	1,7 à 2,5	2,0	2,0 à 2,1	1,4	1,2 à 1,5	1,4	1,4 à 1,5
Niacine (mg)	46,8	38,8 à 54,8	48,5	46,9 à 50,1	33,5	29,8 à 37,1	33,8	32,8 à 34,7
Vitamine C (mg)	151[E]	98 à 203	131	123 à 139	113	90 à 136	117	112 à 123
Calcium (mg)	801*	695 à 908	950	910 à 989	742	555 à 928	806	775 à 836
Cholestérol (mg)	343	253 à 434	341	321 à 362	273	207 à 340	237	224 à 251
Équivalents folate alimentaire (mcg)	545	454 à 637	531	510 à 552	375	329 à 422	405	390 à 419
Vitamine D (mcg)	5,4	4,3 à 6,5	5,7	5,4 à 6,1	4,8	3,3 à 6,3	4,6	4,4 à 4,9
Acide folique (mcg)	185	127 à 243	159	150 à 169	93	71 à 115	109	103 à 115
Folate d'origine naturelle (mcg)	245	207 à 282	259	250 à 269	185*	156 à 214	216	206 à 226
Folacine totale (mcg)	433	368 à 499	425	410 à 440	285*	247 à 323	330	319 à 342
Fer (mg)	16,8	14,0 à 19,5	16,7	16,1 à 17,2	11,6	10,3 à 12,9	12,1	11,7 à 12,4
Magnésium (mcg)	350	309 à 391	372	361 à 384	262*	232 à 292	294	286 à 302
Phosphore (mg)	1 514	1 332 à 1 696	1 566	1 517 à 1 616	1 151	986 à 1 316	1 183	1 150 à 1 216
Potassium (mg)	3 418	2 849 à 3 987	3 463	3 359 à 3 566	2 539	2 263 à 2 816	2 738	2 667 à 2 808
Zinc (mg)	14,2	11,0 à 17,4	14,0	13,4 à 14,5	9,5	8,3 à 10,6	9,6	9,3 à 9,9

* valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les non-Autochtones ($p < 0,05$)
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou celles qui allaitaient; g = gramme; mg = milligram; mcg = microgramme.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition.

Tableau B
Apport nutritionnel quotidien moyen, selon le sexe et l'identité autochtone, population à domicile de 19 à 30 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004

	Hommes				Femmes			
	Autochtones (à l'extérieur des réserves)		Non-Autochtones		Autochtones (à l'extérieur des réserves)		Non-Autochtones	
	Apport moyen	Intervalle de confiance de 95 %	Apport moyen	Intervalle de confiance de 95 %	Apport moyen	Intervalle de confiance de 95 %	Apport moyen	Intervalle de confiance de 95 %
Énergie (kilocalories)	2 673	2 296 à 3 049	2 665	2 556 à 2 774	2 176*	1 886 à 2 467	1 817	1 743 à 1 890
Glucides (g)	355	286 à 423	328	315 à 342	295*	252 à 338	236	226 à 245
% des calories	52,6	47,5 à 57,8	49,8	48,7 à 50,8	54,2*	52,1 à 56,3	51,9	50,8 à 52,9
Protéines (g)	91*	75 à 106	107	102 à 113	74	62 à 86	71	67 à 74
% des calories	13,5*	12,0 à 15,0	16,1	15,6 à 16,7	13,5*	12,2 à 14,8	15,8	15,3 à 16,3
Lipides (g)	89,7	70,4 à 109,0	94,9	89,6 à 100,3	76,0*	65,2 à 86,8	63,1	59,7 à 66,6
% des calories	29,2	24,7 à 33,7	30,8	29,9 à 31,6	30,5	28,6 à 32,4	30,2	29,3 à 31,1
Gras monoinsaturés (g)	38,7	28,8 à 48,6	39,3	36,8 à 41,7	31,3*	26,7 à 35,9	24,9	23,5 à 26,4
% des calories	12,3	10,1 à 14,5	12,6	12,2 à 13,0	12,6	11,6 à 13,5	11,9	11,4 à 12,3
Gras polyinsaturés (g)	16,3	11,7 à 20,9	16,9	15,8 à 18,1	14,3*	11,4 à 17,2	11,2	10,4 à 11,9
% des calories	5,1	4,0 à 6,2	5,5	5,2 à 5,7	5,6	4,9 à 6,4	5,3	5,1 à 5,6
Gras saturés (g)	26,7	21,4 à 32,1	29,9	28,1 à 31,6	23,2	19,3 à 27,0	21,0	19,6 à 22,3
% des calories	9,2	7,4 à 11,0	9,8	9,4 à 10,2	9,3	8,2 à 10,4	10,0	9,6 à 10,4
Acide linoléique (g)	13,0	9,7 à 16,4	13,7	12,8 à 14,6	11,5*	9,2 à 13,8	9,0	8,3 à 9,6
% des calories	4,1	3,3 à 4,9	4,4	4,2 à 4,6	4,5	3,9 à 5,1	4,2	4,0 à 4,4
Acide linolénique (g)	2,7[E]	1,5 à 3,9	2,4	2,2 à 2,6	1,9	1,5 à 2,4	1,5	1,4 à 1,6
% des calories	0,8[E]	0,5 à 1,1	0,8	0,7 à 0,8	0,8	0,6 à 0,9	0,7	0,7 à 0,7
Fibres alimentaires (g)	17,9	13,2 à 22,5	19,1	18,1 à 20,1	13,5	10,9 à 16,2	13,9	13,1 à 14,6
Sodium (mg)	3 681	2 810 à 4 552	3 884	3 665 à 4 103	3 226*	2 750 à 3 702	2 617	2 481 à 2 753
Caféine (mg)	222[E]	92 à 352	176	155 à 198	194[E]	129 à 258	144	127 à 162
Vitamine A en équivalents rétinol (mcg)	546	397 à 696	683	616 à 749	511	357 à 664	531	492 à 570
Vitamine B_6 (mg)	2,0	1,7 à 2,4	2,3	2,2 à 2,4	1,5	1,2 à 1,7	1,5	1,5 à 1,6
Vitamine B_{12} (mcg)	4,3	3,1 à 5,5	5,4	4,7 à 6,1	3,0	2,4 à 3,7	3,4	2,8 à 4,0
Riboflavine (mg)	2,0*	1,7 à 2,3	2,3	2,2 à 2,4	1,8	1,5 à 2,2	1,7	1,6 à 1,7
Thiamine (mg)	1,9	1,5 à 2,4	2,1	2,0 à 2,2	1,5	1,3 à 1,7	1,4	1,3 à 1,5
Niacine (mg)	43,1	35,3 à 50,9	49,7	47,3 à 52,1	34,8	29,5 à 40,1	32,3	30,7 à 33,9
Vitamine C (mg)	168[E]	99 à 237	146	131 à 160	142[E]	95 à 190	126	116 à 136
Calcium (mg)	847*	696 à 998	1 047	983 à 1 111	883	668 à 1 098	826	775 à 877
Cholestérol (mg)	293	226 à 359	348	324 à 372	210	172 à 248	209	195 à 222
Équivalents folate alimentaire (mcg)	593	400 à 787	565	535 à 596	438	365 à 510	387	368 à 406
Vitamine D (mcg)	5,3	3,9 à 6,6	6,0	5,4 à 6,5	4,6[E]	3,0 à 6,3	4,4	4,0 à 4,8
Acide folique (mcg)	215[E]	101 à 329	177	160 à 193	117	91 à 142	110	103 à 118
Folate d'origine naturelle (mcg)	252	188 à 315	265	248 à 282	194	135 à 253	199	187 à 211
Folacine totale (mcg)	467	348 à 586	448	421 à 474	319	254 à 384	315	300 à 330
Fer (mg)	16,0	12,6 à 19,4	17,3	16,5 à 18,1	12,9	11,0 à 14,9	11,8	11,3 à 12,4
Magnésium (mcg)	353	292 à 414	373	356 à 390	271	226 à 316	275	263 à 288
Eau (g)	3 451	2 782 à 4 121	3 157	3 034 à 3 281	2 824	2 405 à 3 244	2 558	2 453 à 2 662
Phosphore (mg)	1 479	1 270 à 1 688	1 625	1 556 à 1 694	1 230	1 022 à 1 438	1 150	1 099 à 1 201
Potassium (mg)	3 282	2 635 à 3 929	3 445	3 286 à 3 603	2 647	2 136 à 3 159	2 573	2 462 à 2 685
Zinc (mg)	13,0	10,5 à 15,4	14,2	13,5 à 15,0	9,7	8,2 à 11,1	9,3	8,8 à 9,8

* valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les non-Autochtones ($p < 0,05$)
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou celles qui allaitaient; g = gramme; mg = milligram; mcg = microgramme.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition.

Tableau C
Apport nutritionnel quotidien moyen, selon le sexe et l'identité autochtone, population à domicile de 31 à 50 ans, Ontario et provinces de l'Ouest, 2004

	Hommes				Femmes			
	Autochtones (à l'extérieur des réserves)		Non-Autochtones		Autochtones (à l'extérieur des réserves)		Non-Autochtones	
	Apport moyen	Intervalle de confiance de 95 %	Apport moyen	Intervalle de confiance de 95 %	Apport moyen	Intervalle de confiance de 95 %	Apport moyen	Intervalle de confiance de 95 %
Énergie (kilocalories)	2 638	2 265 à 3 011	2 444	2 358 à 2 531	1 734	1 462 à 2 007	1 807	1 747 à 1 867
Glucides (g)	317	271 à 364	293	281 à 304	198	170 à 226	222	214 à 230
% des calories	48,0	43,9 à 52,1	47,7	46,7 à 48,8	46,2	43,3 à 49,1	49,1	48,1 à 50,2
Protéines (g)	105	77 à 134	104	99 à 109	72	57 à 86	74	71 à 76
% des calories	14,8	12,2 à 17,3	17,2	16,6 à 17,8	16,9	14,6 à 19,2	16,5	16,0 à 17,0
Lipides (g)	95,5	77,5 à 113,6	88,3	83,9 à 92,7	68,6	53,1 à 84,0	67,3	64,0 à 70,7
% des calories	31,1	26,9 à 35,2	31,1	30,3 à 32,0	33,4	31,1 à 35,7	32,0	31,2 à 32,8
Gras monoinsaturés (g)	40,0	32,2 à 47,9	36,0	34,1 à 38,0	27,7	21,8 à 33,6	27,0	25,6 à 28,5
% des calories	13,0	11,1 à 15,0	12,6	12,2 à 13,1	13,3	12,2 à 14,4	12,7	12,4 à 13,1
Gras polyinsaturés (g)	17,6	13,1 à 22,1	15,8	14,8 à 16,8	11,1	8,8 à 13,3	12,4	11,7 à 13,1
% des calories	5,6	4,3 à 6,9	5,5	5,3 à 5,7	5,5	4,9 à 6,0	5,8	5,6 à 6,0
Gras saturés (g)	29,9	23,9 à 35,9	27,9	26,4 à 29,4	23,3	16,4 à 30,2	21,4	20,2 à 22,5
% des calories	9,8	8,6 à 10,9	9,9	9,6 à 10,2	11,1	9,8 à 12,4	10,2	9,9 à 10,6
Acide linoléique (g)	14,7	10,7 à 18,7	12,7	11,8 à 13,5	8,8	6,9 à 10,8	9,7	9,2 à 10,2
% des calories	4,7	3,6 à 5,8	4,4	4,2 à 4,6	4,3	3,8 à 4,9	4,6	4,4 à 4,8
Acide linolénique (g)	2,3	1,7 à 2,9	2,2	1,9 à 2,5	1,5	1,2 à 1,9	1,8	1,7 à 2,0
% des calories	0,7	0,5 à 0,9	0,7	0,7 à 0,8	0,8	0,6 à 0,9	0,8	0,8 à 0,9
Fibres alimentaires (g)	17,7	13,8 à 21,6	19,2	18,2 à 20,2	12,7*	10,2 à 15,3	15,9	15,0 à 16,8
Sodium (mg)	3 880	3 104 à 4 656	3 466	3 297 à 3 634	2 522	2 137 à 2 908	2 742	2 610 à 2 874
Caféine (mg)	342[E]	223 à 460	296	273 à 319	276	205 à 347	228	210 à 247
Vitamine A en équivalents rétinol (mcg)	527	383 à 671	651	600 à 703	486*	355 à 616	626	579 à 673
Vitamine B_6 (mg)	2,0	1,7 à 2,3	2,2	2,1 à 2,3	1,5	1,3 à 1,8	1,6	1,6 à 1,7
Vitamine B_{12} (mcg)	4,6	3,2 à 6,1	5,3	4,7 à 5,8	3,6[E]	2,3 à 4,8	3,8	3,2 à 4,3
Riboflavine (mg)	2,1	1,7 à 2,5	2,2	2,1 à 2,3	1,5	1,2 à 1,8	1,7	1,6 à 1,8
Thiamine (mg)	2,2	1,6 à 2,7	2,0	1,9 à 2,1	1,2	1,0 à 1,5	1,4	1,4 à 1,5
Niacine (mg)	49,3	37,3 à 61,4	47,9	45,8 à 50,0	32,5	27,5 à 37,6	34,5	33,3 à 35,6
Vitamine C (mg)	139[E]	62 à 215	124	114 à 134	93	73 à 113	113	106 à 120
Calcium (mg)	769	619 à 919	898	851 à 945	646[E]	369 à 923	796	757 à 835
Cholestérol (mg)	379[E]	239 à 519	338	310 à 366	316[E]	212 à 420	251	233 à 269
Équivalents folate alimentaire (mcg)	512	432 à 592	513	486 à 539	333*	275 à 391	413	394 à 432
Vitamine D (mcg)	5,4	3,8 à 7,1	5,6	5,1 à 6,1	4,9[E]	2,7 à 7,1	4,7	4,4 à 5,1
Acide folique (mcg)	164[E]	108 à 221	150	139 à 161	77[E]	45 à 110	108	100 à 116
Folate d'origine naturelle (mcg)	240	188 à 291	256	245 à 268	179*	153 à 206	224	212 à 236
Folacine totale (mcg)	410	332 à 488	413	394 à 431	262*	218 à 306	338	323 à 352
Fer (mg)	17,3	13,4 à 21,2	16,3	15,6 à 17,0	10,7	9,0 à 12,3	12,2	11,7 à 12,7
Magnésium (mcg)	348	291 à 406	372	358 à 387	256*	215 à 297	303	293 à 314
Eau (g)	3 260	2 875 à 3 645	3 093	2 987 à 3 200	2 943	2 530 à 3 357	2 847	2 737 à 2 956
Phosphore (mg)	1 538	1 261 à 1 815	1 535	1 470 à 1 600	1 097	848 à 1 346	1 199	1 157 à 1 240
Potassium (mg)	3 514	2 649 à 4 378	3 472	3 341 à 3 604	2 466	2 115 à 2 817	2 816	2 729 à 2 902
Zinc (mg)	15,1[E]	10,1 à 20,0	13,9	13,1 à 14,6	9,4	7,7 à 11,0	9,8	9,4 à 10,2

* valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les non-Autochtones ($p < 0,05$)
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou celles qui allaitaient; g = gramme; mg = milligram; mcg = microgramme.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À

www.statcan.ca

Douleur chronique chez les personnes âgées au Canada

Pamela L. Ramage-Morin

Résumé

Objectifs

La présente étude décrit la prévalence de la douleur chronique chez les personnes âgées vivant dans des ménages privés et dans des établissements de soins de santé de longue durée. Elle examine les associations entre une augmentation de la douleur chronique et le mal-être ainsi que l'autoévaluation négative de l'état de santé.

Sources des données

Les données sont tirées des volets établissements de soins de santé et ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada, pour la période de 1994-1995 à 2002-2003 inclusivement et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2005.

Techniques d'analyse

Les taux de prévalence de la douleur chronique ont été estimés à partir de données transversales de l'ENSP de 1996-1997 et de l'ESCC de 2005. On a eu recours à la régression logistique multiple pour modéliser une augmentation de la douleur chronique en rapport avec les résultats au chapitre de la qualité de vie, en tenant compte des problèmes de santé chronique, de la consommation de médicaments, de l'âge, du sexe, de la réponse par personne interposée et du statut socioéconomique.

Principaux résultats

Au total, 38 % des personnes âgées vivant en établissement éprouvaient de la douleur sur une base régulière, comparativement à 27 % des personnes âgées vivant dans des ménages. Dans les deux populations, les taux étaient plus élevés chez les femmes que chez les hommes. Une augmentation de la douleur sur une période de deux ans a été associée à une cote exprimant le risque d'être malheureux ou d'autoévaluer négativement son état de santé plus élevée à la fin de la période.

Conclusions

La douleur chronique est un problème de santé majeur pour les personnes âgées, particulièrement celles vivant dans des établissements de soins de santé. La réduction des symptômes de la douleur, indépendamment de la présence de problèmes de santé chroniques, devrait avoir des répercussions positives sur le bien-être des personnes âgées.

Mots-clés

Vieillissement, études transversales, épidémiologie, enquêtes sur la santé, modèles logistiques, études longitudinales, douleur, prévalence, autoévaluation de l'état de santé, mal-être

Auteur

Pamela L. Ramage-Morin (1-613-951-1760; Pamela.Ramage-Morin@statcan.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Tout au long de notre vie, nous faisons l'expérience de la douleur. Cela peut aller d'un inconfort temporaire tel celui lié à la colique chez le nouveau-né à un niveau plus chronique de douleur résultant d'une blessure ou d'une maladie. Même si elle n'est pas plaisante, la douleur peut agir comme un facteur de protection[1] et nous aider à survivre[2]. La douleur, en tant que symptôme d'une blessure ou d'une maladie, nous motive à trouver un traitement et nous incite à changer notre comportement. L'enfant qui se brûle sur une surface chaude, par exemple, apprend à éviter d'autres blessures similaires et à écouter les avertissements de ses parents. Toutefois, la douleur peut être chronique et destructrice, sans lien utile avec la survie[2]. La douleur est habituellement considérée comme chronique si elle dure entre trois et six mois ou plus[3], ou si elle persiste une fois qu'une blessure est guérie[2].

L'importance de la douleur en tant que problème de santé publique est liée à la prévalence ou aux répercussions élevées de ce problème[4-6]. Selon le professeur Harald Breivik :

> « La douleur chronique est l'un des problèmes de santé les plus sous-estimés dans le monde aujourd'hui, ce qui a des conséquences majeures sur la qualité de vie des personnes qui souffrent et ce qui impose un fardeau considérable au système de santé occidental. Nous croyons que la douleur chronique est une maladie en soi. »[7]

Les études démontrent systématiquement que la probabilité d'éprouver de la douleur augmente avec l'âge[6,8-10]. La douleur chronique compromet la qualité de vie de nombreuses personnes âgées, qui sont souvent aux prises avec d'autres problèmes de santé physiques, limitations d'activités et changements sur le plan cognitif[8,11-14]. Des études ont démontré que la douleur chronique comporte un lien avec la fatigue, la malnutrition, la dépendance, la solitude et la perte d'indépendance[1,11,14-15]. Le contrôle de la douleur fait partie des priorités importantes en matière de soins de santé des personnes âgées[16,17], certaines d'entre elles craignant davantage la douleur que la mort[2].

Entre le quart et les trois quarts des adultes âgés souffrent de douleur chronique et sont par conséquent limités dans leur mobilité et leur dextérité[11,14,18,19]. Dans le cas de ceux résidant dans des établissements de soins de santé, on estime que la prévalence de la douleur chronique est encore plus élevée[4,5,20-22].

Il s'agit d'une préoccupation au Canada, où le nombre et la proportion de personnes âgées (âgées de 65 ans et plus) devraient augmenter. En 2005, les personnes âgées constituaient 13 % de la population[23]. En 2031, lorsque les derniers membres de la génération du baby-boom auront atteint l'âge de 65 ans, on estime qu'il y aura entre 8,9 et 9,4 millions de personnes âgées au Canada, soit presque le quart de la population[24].

Du fait du vieillissement de la population, il faut procéder à des études sur la douleur chronique axées de façon particulière sur les personnes âgées, autant celles résidant dans des ménages privés que celles vivant dans des établissements de soins de santé de longue durée. De nombreuses études ont été effectuées à partir d'échantillons tirés d'établissements de soins infirmiers ou de groupes communautaires particuliers[3,10,12,13,25,26], mais des études plus larges axées sur la population sont nécessaires. La présente étude vise à donner suite à ce besoin, du fait qu'elle est fondée sur des données transversales et longitudinales de l'Enquête nationale sur la santé de la population et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Des estimations nationales de la prévalence de la douleur sont fournies pour les personnes âgées vivant dans des ménages privés et dans des établissements de soins de santé de longue durée. Cette étude a comme caractéristique particulière l'utilisation de données longitudinales, afin d'évaluer comment la douleur chronique est associée, dès le départ, au bien-être et à l'autoévaluation de l'état de santé chez les Canadiens âgés.

Méthodes

Sources des données

Le présent article est fondé sur des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). De la documentation détaillée concernant les deux enquêtes se trouve dans le site Web de Statistique Canada (http://www.statcan.ca). Des descriptions du plan d'enquête, de l'échantillon et des méthodes d'entrevue de l'ENSP sont disponibles dans des rapports publiés[27,28]. Les tailles d'échantillon et les taux de réponse pour l'ENSP et l'ESCC sont présentés dans le tableau 1.

Enquête nationale sur la santé de la population

L'ENSP, qui a commencé en 1994-1995, sert à recueillir des données concernant la santé de la population canadienne, tous les deux ans. Elle comprend des échantillons transversaux et des panels longitudinaux. L'ENSP a trois volets : les établissements de soins de santé, les ménages privés et le Nord. La présente étude est fondée sur les deux premiers volets.

Le volet *établissements de soins de santé* de l'ENSP a permis de recueillir des données auprès des personnes vivant dans des hôpitaux, des établissements de soins infirmiers et des établissements pour personnes ayant une incapacité. Les établissements ont été échantillonnés à partir d'une liste d'établissements de soins pour bénéficiaires internes établie par l'Institut canadien d'information sur la santé, et d'une liste d'hôpitaux tenue à jour par la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada. L'échantillon s'est limité aux établissements comptant au moins quatre lits. Les établissements compris dans le champ de

Tableau 1
Taux de réponse, Enquête nationale sur la santé de la population et Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

				Établissements			Ménages	
Enquête	Cycle	Année	Panel	Échantillon	Taux de réponse des établissements (%)	Taux de réponse individuel (%)	Échantillon	Taux de réponse pour le cycle (%)
Enquête nationale sur la santé de la population	1	1994-1995	Longitudinal	2 287	95,5	93,6	20 095	83,6
	2	1996-1997	Longitudinal	2 287	100,0	95,9	17 276	92,8
	2	1996-1997	Transversal	2 118	100,0	89,9	...	...
	3	1998-1999	Longitudinal	2 287	100,0	98,4	17 276	88,2
	4	2000-2001	Longitudinal	2 287	99,3	96,9	17 276	84,8
	5	2002-2003	Longitudinal	...	...	...	17 276	80,6
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes	3,1	2005	Transversal	...	...	...	132 947	78,9

... n'ayant pas lieu de figurer

l'enquête ont fait l'objet d'un échantillonnage stratifié à trois degrés : tout d'abord, selon la région géographique (cinq régions excluant les territoires), puis selon le type d'établissement (établissements pour les personnes âgées, établissements pour les personnes ayant une déficience cognitive et autres établissements de réadaptation), et enfin, selon la taille de l'établissement (nombre de lits). Les deux premiers cycles (1994-1995 et 1996-1997) ont été à la fois transversaux et longitudinaux (collecte de données sur la santé auprès des mêmes personnes à chaque cycle). À partir du cycle 3 (1998-1997), le volet établissements est devenu strictement longitudinal.

Les intervieweurs ont rencontré initialement les administrateurs des établissements, afin d'identifier les résidents qui devaient faire l'objet d'une entrevue par personne interposée en raison d'une maladie ou d'une incapacité. On est ensuite entré en rapport avec leurs plus proches parents à qui on a offert la possibilité de répondre à l'entrevue au nom du résident ou de demander à un membre du personnel ou à un bénévole informé de le faire. La plupart des entrevues ont été menées sur place, même si les entrevues par téléphone ont été acceptées dans le cas des personnes interposées qui ne pouvaient être rencontrées en personne.

Le volet *ménages* de l'ENSP porte sur la population des provinces vivant dans des ménages, sauf les habitants des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. Les trois premiers cycles (1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999) ont été à la fois transversaux et longitudinaux. À partir du cycle 4 (2000-2001), le volet des ménages est devenu strictement longitudinal. Les personnes comprises dans l'échantillon longitudinal sont interrogées tous les deux ans. La présente analyse utilise le fichier « carré » longitudinal du cycle 5 (2002-2003), qui comprend des enregistrements pour tous les membres du panel original, peu importe si des renseignements à leur sujet ont été obtenus à tous les cycles subséquents.

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

L'ESCC vise les personnes âgées de 12 ans et plus qui vivent dans des ménages privés dans les dix provinces et les trois territoires. Les personnes qui résident dans des réserves indiennes ou sur des terres de la Couronne, les résidents d'établissements, les membres à temps plein des Forces canadiennes, et les habitants (civils et militaires) des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées sont exclus. L'ESCC englobe environ 98 % de la population canadienne âgée de 12 ans et plus. Le cycle 3.1 a été entrepris en janvier 2005 et s'est déroulé au cours des 12 mois suivants.

L'ESCC est une enquête-échantillon comportant un plan transversal. Au cycle 3.1, on a utilisé trois bases d'échantillonnage en vue de la sélection des ménages : 49 % de l'échantillon des ménages

provenait d'une base aréolaire, 50 %, d'une base liste de numéros de téléphone, et le 1 % qui reste, d'une base de sondage à composition aléatoire. La base aréolaire conçue pour l'Enquête sur la population active a servi à sélectionner l'échantillon de l'ESCC. Un plan d'échantillonnage en grappes stratifié à plusieurs degrés a servi à échantillonner les logements de cette base aréolaire. Une personne âgée de 12 ans et plus a été sélectionnée de façon aléatoire à partir des ménages échantillonnés.

L'ESCC est constituée de modules désignés de la façon suivante : contenu commun, sous-échantillon et contenu optionnel. Le contenu commun comprend la majeure partie du questionnaire et est destiné à toutes les personnes interrogées. Le sous-échantillon est conçu pour réduire le fardeau pour les personnes interrogées, grâce à l'inclusion du nombre suffisant de participants pour produire des estimations fiables aux niveaux national et provincial. Le contenu optionnel permet aux régions sociosanitaires de mettre l'accent sur les questions importantes au niveau local.

La présente recherche est fondée sur 25 672 participants, qui ont été sélectionnés à l'intérieur du sous-échantillon comprenant le module de l'Indice de l'état de santé, qui inclut des questions concernant la douleur chronique. On dénombre en outre 14 020 autres participants de la Colombie-Britannique, la seule province qui a sélectionné ce module comme contenu optionnel.

Définitions

À moins d'indications contraires, les définitions s'appliquent à la fois aux variables de l'ESCC et à celles de l'ENSP.

La *douleur chronique*, qui est la principale variable indépendante, est fondée sur une réponse « Non » à la question : « Habituellement, êtes-vous sans douleurs ou malaises? » Les personnes qui souffraient de douleur chronique ont dû en indiquer la gravité : « Comment décririez-vous l'intensité des douleurs ou des malaises que vous ressentez généralement? ». Les catégories étaient les suivantes : faible, moyenne ou forte.

La *perturbation des activités* a été déterminée à partir de la question suivante : « Combien d'activités vos douleurs ou vos malaises vous empêchent-ils de faire? » Une variable dichotomique a été créée et les réponses « Aucune », « Quelques-unes » ou « Plusieurs » ont été codées « 0 » (perturbations mineures). Les réponses « La plupart » ont été codées « 1 », indiquant que des perturbations plus importantes étaient perçues.

L'*autoévaluation de l'état de santé* est l'une des deux variables de résultat. Elle est fondée sur la question suivante : « Pour commencer, en général, diriez-vous que votre santé est : ... » Les cinq catégories de réponses ont été combinées en deux : bonne/très bonne/excellente, ce qui correspond à une autoévaluation « positive » de l'état de santé, et passable/mauvaise, ce qui correspond à une autoévaluation « négative » de l'état de santé.

La deuxième variable de résultat, l'*autoévaluation du bien-être*, est déterminée à partir de la question suivante : « Vous décririez-vous comme étant habituellement heureux et intéressé à vivre, plutôt heureux, plutôt malheureux, malheureux et peu intéressé à vivre, si malheureux que la vie ne vaut pas la peine d'être vécue? » Les personnes ont été considérées comme « heureuses » si elles avaient indiqué l'une des deux catégories suivantes : heureux et intéressé à vivre/plutôt heureux. Les trois autres catégories de réponse ont été combinées pour indiquer « le mal-être » : plutôt malheureux/malheureux et peu intéressé à vivre/si malheureux que la vie ne vaut pas la peine d'être vécue.

Une *augmentation de la douleur* constitue la principale variable indépendante de l'analyse longitudinale. L'analyse s'est limitée aux personnes qui n'éprouvaient pas de douleur ou qui éprouvaient une faible douleur au début de chaque période de deux ans; celles qui ont déclaré une douleur « moyenne » ou « forte » à la fin de la période ont été classées comme ayant connu une augmentation de la douleur. La taille de l'échantillon de la population à domicile était suffisante pour procéder à une comparaison des personnes dont la douleur avait augmenté, pour devenir moyenne, et celles dont la douleur avait augmenté, pour devenir forte.

La présence de *problèmes de santé chroniques* a été déterminée en demandant aux participants à l'enquête si un professionnel de la santé avait diagnostiqué chez eux un problème de santé

chronique, c'est-à-dire qui avait duré ou devait durer au moins six mois. On a lu une liste de problèmes de santé aux participants à l'enquête incluant l'arthrite ou le rhumatisme, l'hypertension, l'asthme, la bronchite chronique ou l'emphysème, le diabète, l'épilepsie, la maladie cardiaque, le cancer, les troubles dus à un accident vasculaire cérébral, la paralysie partielle ou complète, l'incontinence, la maladie d'Alzheimer ou une autre forme de démence cérébrale, l'ostéoporose, la cataracte, le glaucome, une maladie du rein et tout autre problème de santé chronique. Seuls les problèmes de santé énumérés à chaque cycle ont été inclus dans l'analyse. La liste des problèmes de santé chroniques du fichier des ménages diffère légèrement de celle du fichier des établissements. Les problèmes de santé figurant dans le fichier des établissements ont servi de point de départ et, dans la mesure du possible, ont été appariés aux problèmes de santé figurant dans le fichier des ménages. Dans le cas des établissements, en 1994-1995, on a demandé aux participants à l'enquête s'ils avaient de la difficulté à contrôler leur vessie ou leur intestin. Les années subséquentes, on leur a posé des questions distinctes concernant l'incontinence urinaire et le contrôle de l'intestin. Afin d'assurer l'uniformité avec 1994-1995, ces problèmes ont été combinés en un problème de santé chronique pour toutes les années. Dans le cas des participants des ménages, la question sur l'incontinence porte uniquement sur l'incontinence urinaire. Le tableau A en annexe comprend une liste des variables des problèmes de santé chroniques utilisées dans l'analyse longitudinale.

Le nombre de problèmes de santé chroniques de référence a été inclus dans l'analyse longitudinale, à savoir : aucun problème, un problème ou deux problèmes ou plus. Les nouveaux *problèmes de santé chroniques* sont ceux qui ont été déclarés dans le cadre du suivi, mais pas au départ. Ils ont été dénombrés et catégorisés de la même façon que les problèmes de santé chroniques de référence.

On a demandé à tous les participants à l'enquête combien de médicaments différents ils avaient pris au cours des deux derniers jours. Les personnes qui avaient pris un médicament ou plus ont dû les nommer. Ceux-ci ont par la suite été codés au moyen de l'édition canadienne du *Système de classification anatomique thérapeutique chimique (ATC)*. Les médicaments contre la douleur sont ceux qui commencent par les codes MO1 (anti-inflammatoires et antirhumatismaux), MO2 (agents topiques pour les douleurs articulaires et musculaires) ou N02 (analgésiques). La consommation de médicaments au cours des deux derniers jours a été catégorisée de la façon suivante : « Aucune consommation de médicaments », « Consommation de médicaments, mais pas de médicaments contre la douleur », ou « Consommation de médicaments contre la douleur ».

Outre le *sexe*, un certain nombre de variables sociodémographiques et administratives ont été utilisées dans la présente étude. L'*âge* est inclus comme une variable continue dans les modèles multidimensionnels. La population *en âge de travailler* englobe des personnes âgées de 18 à 64 ans. Les *personnes âgées* sont celles de 65 ans et plus.

La *scolarité*, une variable dichotomique, permet de faire une distinction entre les personnes qui ont un diplôme d'études secondaires et celles qui n'en ont pas.

Le *revenu* a été utilisé pour l'analyse transversale seulement. On a utilisé le *revenu personnel* total au cours des 12 derniers mois pour la population vivant en établissement. Cela comprend les revenus provenant de toutes les sources, avant impôts et retenues. Selon la répartition, les personnes ont été catégorisées dans les groupes de revenu suivants :

Inférieur : aucun revenu à moins de 10 000 $;
Moyen : 10 000 $ à moins de 15 000 $;
Supérieur : 15 000 $ et plus.

Pour la population à domicile, le *revenu total du ménage* provenant de toutes les sources au cours des 12 mois précédents a été corrigé en fonction du seuil de faible revenu (SFR) de 2004 propre à la taille du ménage et de la collectivité. Le seuil de faible revenu est le niveau en deçà duquel une famille est susceptible de consacrer une part plus importante de son revenu à l'achat de nécessités, comme la nourriture, le logement et l'habillement, qu'une famille moyenne. Les revenus du ménage corrigés ont par la suite été regroupés en déciles (dix groupes

comprenant chacun un nombre à peu près égal de participants). Les déciles ont été produits à partir des données pondérées. Ils ont été regroupés en trois catégories de revenu : inférieur (déciles 1 à 3), moyen (déciles 4 à 6), supérieur (déciles 7 à 10).

Les intervieweurs ont indiqué si le questionnaire avait été rempli par le participant ou par *personne interposée*. Il s'agit d'une variable dichotomique dans laquelle « 1 » indique que le questionnaire a été rempli par personne interposée, et « 0 », que le questionnaire a été rempli par le participant.

Analyses statistiques

Analyses transversales

Les données du cycle 2 (1996-1997) du volet établissements de l'ENSP et du cycle 3.1 (2005) de l'ESCC ont servi à ces analyses. Des fréquences pondérées et des totalisations croisées ont servi à estimer la proportion de personnes souffrant de douleur chronique, selon certaines caractéristiques. Par ailleurs, des données transversales ont servi à calculer le nombre excédentaire de cas de douleur chronique, afin de démontrer comment le fardeau de ce problème de santé est réparti inégalement parmi les Canadiens.

Analyses longitudinales

Les associations entre une augmentation de la douleur sur une période de deux ans et le mal-être ainsi qu'une autoévaluation négative de l'état de santé ont été fondées sur des données de l'ENSP. Les données ont été tirées de quatre cycles du volet établissements de soins de santé (1994-1995 à 2000-2001 inclusivement) et de cinq cycles du volet ménages (1994-1995 à 2002-2003 inclusivement). Le regroupement des observations répétées a été combiné à l'analyse de régression logistique. Trois cohortes d'observations ont été regroupées pour la population vivant en établissement pour les années de référence 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999. Quatre cohortes d'observations ont été utilisées pour la population à domicile pour les années de référence 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999 et 2000-2001.

L'échantillon de l'étude s'est limité aux personnes qui, pour chaque année de référence :

- n'ont déclaré aucune douleur ou ont déclaré une faible douleur;
- étaient âgées de 65 ans et plus;
- ont répondu complètement au questionnaire de référence et au suivi (deux ans plus tard).

Les participants ont été exclus s'ils étaient passés d'un établissement de soins de santé à un ménage privé au cours de la période visée par l'étude.

Tableau explicatif A
Taille des échantillons de l'analyse longitudinale

Cohorte	Année de référence (Période 1)	Suivi (Période 2)	Établis-sements	Ménages
1	1994-1995	1996-1997	798	1 826
2	1996-1997	1998-1999	414	1 863
3	1998-1999	2000-2001	253	1 747
4	2000-2001	2002-2003	..	1 694
Total			**1 465**	**7 130**

.. non disponible

Il est possible que l'on ait utilisé plus d'un enregistrement par personne âgée pour l'analyse. Par exemple, une personne âgée n'éprouvant pas de douleur ou éprouvant une faible douleur en 1994-1995 a fait l'objet d'un suivi deux ans plus tard, ce qui a entraîné la production d'un enregistrement pour l'analyse. Si cette personne n'a déclaré aucune douleur ou une faible douleur en 1996-1997, ou pour l'une ou l'autre des années de référence subséquentes, elle a fait l'objet d'un suivi encore une fois deux ans plus tard, ce qui a entraîné la production d'un autre enregistrement pour l'analyse. La méthode du *bootstrap* tient compte de l'augmentation de la variance qui peut résulter des observations répétées, la même personne étant toujours dans le même échantillon *bootstrap*[29].

On a utilisé des modèles logistiques à l'égard des cohortes d'observations regroupées, afin d'estimer les associations entre une augmentation de la douleur sur une période de deux ans et chaque résultat au chapitre de la qualité de vie (mal-être et autoévaluation négative de l'état de santé). Les modèles restreints comprennent les caractéristiques de base (âge, sexe, scolarité, problèmes de santé chroniques existants, réponse par personne interposée et mal-être ou autoévaluation négative de l'état de santé). Une variable « cycle » a été incluse, afin de tenir compte des différences entre chaque cohorte de deux ans. Par ailleurs, des caractéristiques de suivi ont été introduites dans les modèles

restreints (consommation de médicaments, nouveaux problèmes de santé chroniques et réponse par personne interposée). Les modèles complets comprennent le principal sujet de l'étude (une augmentation de la douleur), outre les variables entrées dans les modèles restreints.

Des analyses longitudinales ont été effectuées à l'égard des deux sexes combinés. Des tests d'interaction ont été exécutés, afin d'établir si les répercussions de l'augmentation de la douleur sur la qualité de vie variaient selon le sexe. On n'a pas noté de termes d'interaction significatifs pour l'autoévaluation négative de l'état de santé, ni pour le mal-être.

Afin de tenir compte des effets du plan d'enquête de l'ENSP et de l'ESCC, des coefficients de variation et des valeurs de p ont été estimés, et des tests d'hypothèse ont été exécutés au moyen de la technique du *bootstrap*[30-32]. Le niveau de signification a été établi à $p < 0,05$.

Résultats

L'analyse transversale dans le cas des établissements de soins de santé est fondée sur un échantillon de 1 711 personnes âgées de 65 ans et plus, l'âge moyen étant de 84 ans. Près des trois quarts (73 %) des personnes appartenant à l'échantillon étaient des femmes. Dans le cas de la population à domicile, l'analyse transversale comprend 39 692 personnes interrogées, dont la plupart (30 713) sont en âge de travailler (18 à 64 ans). Les données relatives à ces personnes fournissent un contexte de comparaison avec les personnes âgées (8 979 personnes interrogées), sur lesquelles l'étude est axée principalement. L'âge moyen de l'échantillon des personnes âgées était de 75 ans. Au total, 59 % de l'échantillon des personnes âgées étaient des femmes.

Prévalence et facteurs connexes

La douleur chronique est courante chez les personnes âgées, qui sont plus susceptibles d'en faire l'expérience que les personnes plus jeunes en âge de travailler : 27 % des personnes âgées vivant dans des ménages privés déclaraient souffrir de douleur chronique, comparativement à 16 % des personnes âgées de 18 à 64 ans (tableau 2, graphique 1). Les personnes âgées vivant dans des établissements de soins de santé de longue durée étaient même plus susceptibles de souffrir de douleur chronique (38%).

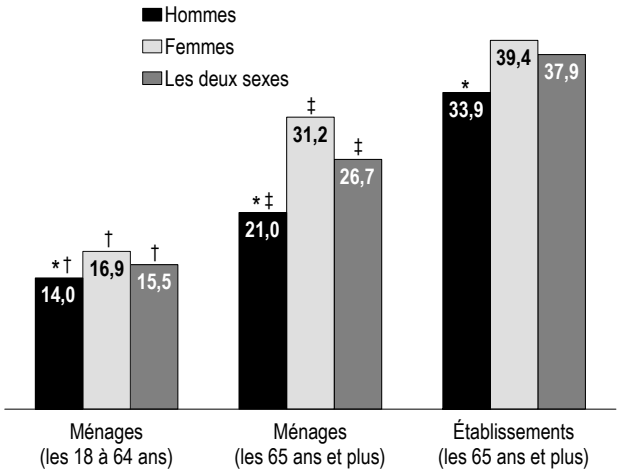
Même si les personnes âgées étaient plus susceptibles de déclarer souffrir de douleur chronique que les personnes en âge de travailler, on a noté peu de différences entre les personnes âgées aux différents âges. Dans les établissements, les personnes âgées de 85 ans et plus n'étaient ni plus ni moins susceptibles de déclarer souffrir de douleur

Tableau 2
La prévalence de la douleur chronique, selon certaines caractéristiques, population à domicile et population vivant en établissement de 18 à 64 ans et de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005 (ménages) et 1996-1997 (établissements)

	Ménages	Établissements
	%	%
18 à 64 ans		
Total	**15,5‡**	...
Sexe		
Hommes	14,0‡*	...
Femmes†	16,9‡	...
65 ans et plus		
Total	**26,7§**	**37,9**
Sexe		
Hommes	21,0§*	33,9*
Femmes†	31,2§	39,4
Groupes d'âge		
65 à 74 ans†	24,4§	37,3
75 à 84 ans	29,9§*	40,7
85 ans et plus	29,5§	36,2
Scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires	29,5§*	40,7*
Diplôme d'études secondaires ou plus†	23,3§	32,6
Revenu		
Inférieur	28,1§*	40,2
Moyen	25,4§	37,2
Supérieur†	22,8§	34,7
Réponse par personne interposée		
Oui	39,7*	34,7*
Non†	26,0§	42,4

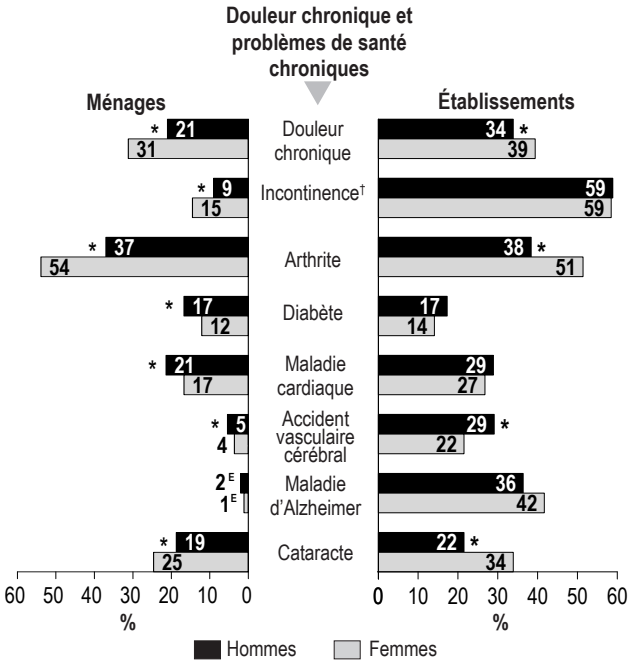
† catégorie de référence
‡ valeur significativement différente de l'estimation pour la population à domicile de 65 ans et plus ($p < 0,05$)
§ valeur significativement différente de l'estimation pour la population vivant en établissement ($p < 0,05$)
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
... n'ayant pas lieu de figurer
Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005; Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, volet établissements de soins de santé.

Graphique 1
Prévalence de la douleur chronique, selon le sexe, population à domicile et population vivant en établissement de 18 à 64 ans et de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005 (ménages) et 1996-1997 (établissements)



* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes (p < 0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la population à domicile de 65 ans et plus (p < 0,05)
‡ valeur significativement différente de l'estimation pour la population vivant en établissement (p < 0,05)
Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005; Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, volet établissements de soins de santé.

Graphique 2
Prévalence de la douleur chronique et certains problèmes de santé chroniques, population à domicile et population vivant en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005 (ménages) et 1996-1997 (établissements)



* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes (p < 0,05)
† limitée à l'incontinence urinaire pour la population à domicile, mais incluant l'incontinence intestinale pour la population vivant en établissement
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005; Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, volet établissements de soins de santé.

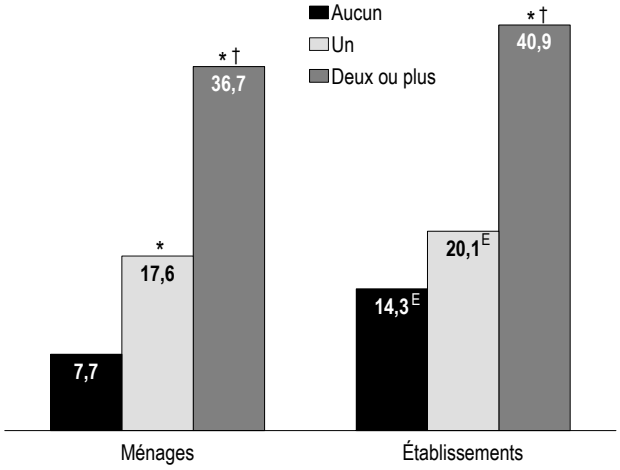
chronique que les résidents plus jeunes. Dans la population à domicile, on n'a pas noté de différence entre les plus âgées et les plus jeunes parmi les personnes âgées, même si celles âgées de 75 à 84 ans étaient plus susceptibles de déclarer souffrir de douleur chronique (30 %) que celles âgées de 65 à 74 ans (24 %).

Parmi les personnes âgées, la douleur chronique était plus courante qu'un certain nombre d'autres problèmes de santé chroniques majeurs (graphique 2). Dans le cas des personnes résidant dans des ménages, elle était plus courante que le diabète, la maladie cardiaque, la maladie d'Alzheimer, l'incontinence, la cataracte ou les troubles dus à un accident vasculaire cérébral. Dans les établissements, seules l'incontinence, l'arthrite et la maladie d'Alzheimer étaient plus courantes que la douleur chronique.

Toutefois, la douleur et les problèmes de santé chroniques comportaient un lien étroit. Plus de la moitié des personnes âgées vivant dans des ménages (56 %) ont déclaré deux problèmes de santé chroniques ou plus, tout comme 83 % des personnes âgées vivant en établissement. Les personnes ayant au moins deux problèmes de santé chroniques étaient plus susceptibles d'éprouver de la douleur chronique que celles ayant moins de problèmes de santé (graphique 3).

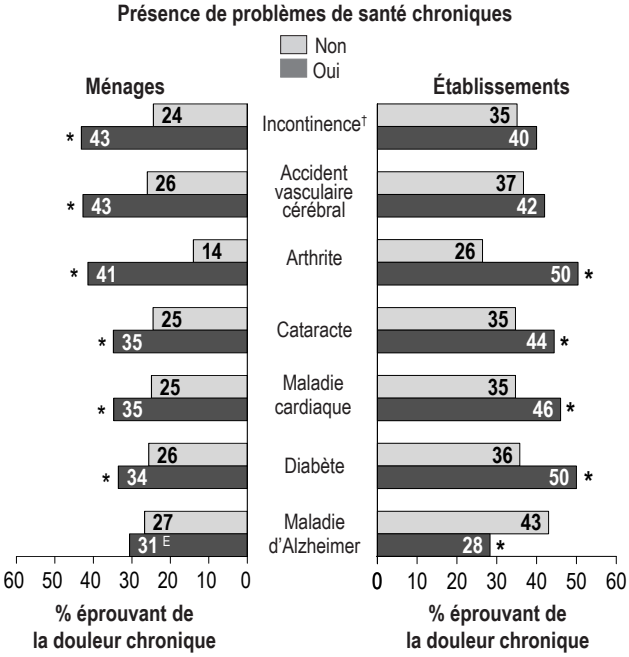
Les personnes âgées ayant certains problèmes de santé chroniques courants, comme l'arthrite, la maladie cardiaque et le diabète, étaient généralement plus susceptibles de déclarer souffrir de douleur chronique que celles qui n'avaient pas de tels problèmes (graphique 4). Parmi les exceptions dignes de mention figurent les personnes âgées vivant en établissement et atteintes de la maladie d'Alzheimer, dont 28 % souffraient de douleur chronique, comparativement à 43 % des résidents d'établissements qui n'avaient pas la maladie d'Alzheimer.

Graphique 3
Prévalence de la douleur chronique, selon le nombre de problèmes de santé chroniques, population à domicile et population vivant en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005 (ménages) et 1996-1997 (établissements)



* valeur significativement différente de l'estimation pour « Aucun » (p < 0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie précédente (p < 0,05)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Le nombre de problèmes de santé chroniques est fondé sur l'arthrite, l'hypertension artérielle, l'asthme, la bronchite ou l'emphysème, le diabète, l'épilepsie, la maladie cardiaque, l'incontinence, la cataracte, la maladie d'Alzheimer, le glaucome et les troubles dus à un accident vasculaire cérébral. Le cancer est inclus pour la population à domicile; la paralysie partielle ou complète, l'ostéoporose, la maladie rénale et d'autres problèmes de santé chroniques sont inclus pour la population vivant en établissement.
Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005; Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, volets établissements de soins de santé.

Graphique 4
Prévalence de la douleur chronique, selon la présence ou l'absence de certains problèmes de santé chroniques, population à domicile et population vivant en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005 (ménages) et 1996-1997 (établissements)



* valeur significativement différente de l'estimation pour les personnes sans problème de santé (p < 0,05)
† limitée à l'incontinence urinaire pour la population à domicile, mais incluant l'incontinence intestinale pour la population vivant en établissement
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005; Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, volet établissements de soins de santé.

Les femmes étaient systématiquement plus susceptibles que les hommes de déclarer de la douleur chronique, peu importe si elles étaient en âge de travailler ou si elles étaient plus âgées, et si elles vivaient dans un établissement ou non (tableau 2). Toutefois, dans la plupart des cas, parmi les personnes âgées souffrant de douleur chronique, les femmes n'étaient ni plus ni moins susceptibles que les hommes de qualifier leur douleur de moyenne ou forte (tableau 3). Les résidents des ménages faisaient exception : les hommes ayant déclaré souffrir de douleur étaient plus susceptibles que les femmes de la qualifier de faible.

La scolarité et le revenu ont été utilisés comme marqueurs du statut socioéconomique (tableau 2). Dans le cas de la scolarité, 33 % des personnes résidant en établissement qui avaient un diplôme d'études secondaires souffraient de douleur chronique, comparativement à 41 % des résidents qui n'avaient pas de diplôme d'études secondaires. Les prévalences étaient plus faibles dans la population à domicile, mais une tendance similaire est ressortie : 23 % des titulaires d'un diplôme d'études secondaires souffraient de douleur chronique, comparativement à 30 % de ceux ayant un niveau inférieur de scolarité.

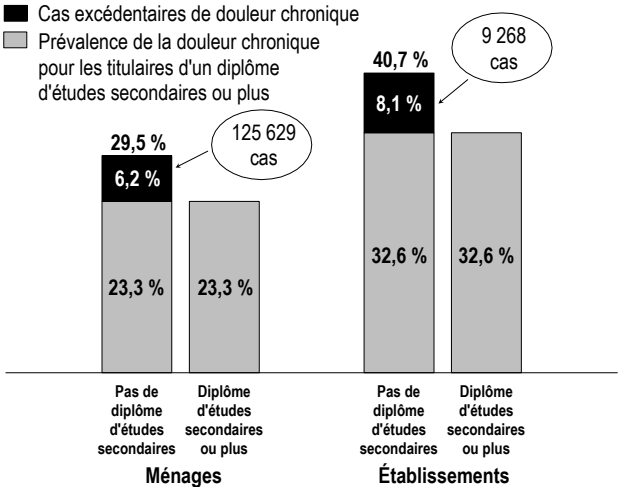
Les personnes âgées vivant dans un ménage dont le revenu se situait dans la fourchette inférieure étaient plus susceptibles de souffrir de douleur chronique que celles appartenant aux ménages ayant un revenu supérieur, soit 28 %, comparativement à 23 %. Dans le cas des résidents d'établissements, en dépit d'un gradient dans les prévalences de la

Tableau 3
Répartition en pourcentage des personnes ayant déclaré de la douleur chronique, selon l'intensité de la douleur et le sexe, population à domicile et population vivant en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005 (ménages) et 1996-1997 (établissements)

Intensité de la douleur	Ménages	Établissements
	%	%
Faible	**27,4**	**22,4**
Hommes	34,1†*	18,7E
Femmes	23,7	23,6
Moyenne	**54,7**	**50,0**
Hommes	50,5	57,0
Femmes	56,9†	47,8
Forte	**18,0†**	**27,6**
Hommes	15,4	24,4E
Femmes	19,4†	28,6

† valeur significativement différente de l'estimation pour la population vivant en établissement (p < 0,05)
* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes (p < 0,05)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Pourcentages fondés sur les personnes ayant déclaré de la douleur chronique.
Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005; Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, volet établissements de soins de santé.

Graphique 5
Prévalence de la douleur chronique, selon le niveau de scolarité, population à domicile et population vivant en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005 (ménages) et 1996-1997 (établissements)



Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005; Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, volet établissements de soins de santé.

douleur chronique, aucune différence significative n'est ressortie entre les groupes de revenu.

Le fardeau de la douleur chronique

Le gradient socioéconomique associé à la douleur chronique montre des possibilités d'amélioration. À l'heure actuelle, le fardeau de ce problème de santé n'est pas réparti également entre les Canadiens. Si les personnes âgées n'ayant pas de diplôme d'études secondaires souffraient de douleur chronique dans la même mesure que les personnes âgées plus scolarisées, la prévalence de la douleur chronique dans le premier groupe serait moins élevée de 6,2 points dans la population à domicile, et de 8,1 points parmi les personnes vivant en établissement (graphique 5). Ces pourcentages correspondent à environ 125 600 résidents de ménages privés et à presque 9 300 résidents d'établissements.

De nombreuses personnes ont indiqué que la douleur chronique avait une incidence sur leurs activités, et plus la douleur était intense, plus elle était susceptible de perturber la plupart des activités (tableau 4). Dans le cas de la population à domicile souffrant de douleur forte, 53 % des personnes interrogées ont indiqué que cela perturbait la plupart de leurs activités. Parmi les résidents des établissements souffrant de douleur forte, 64 % ont déclaré qu'elle perturbait beaucoup leurs activités.

Tableau 4
Pourcentage de personnes chez qui la douleur perturbe la plupart des activités, selon l'intensité de la douleur, population à domicile et population vivant en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005 (ménages) et 1996-1997 (établissements)

	Ménages	Établissements
	%	%
Total de personnes éprouvant de la douleur	**21,8†**	**42,3**
Intensité de la douleur		
Faible	6,7†E	15,1E
Moyenne	19,1†*	42,7*
Forte	52,7†*	63,8*

† valeur significativement différente de l'estimation pour la population vivant en établissement (p < 0,05)
* valeur significativement différente de l'estimation pour « Faible » (p < 0,05)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Pourcentages fondés sur les personnes ayant déclaré de la douleur chronique.
Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005; Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, volet établissements de soins de santé.

Douleur et mal-être

Même si l'analyse transversale dresse le portrait des personnes âgées qui éprouvent de la douleur, elle est limitée lorsqu'il s'agit d'examiner l'ordre temporel entre la douleur et la qualité de vie. Or, les analyses longitudinales – reposant sur l'ENSP – qui suivent tiennent compte de cette question. Elles sont fondées sur 1 465 réponses du volet établissements et 7 130 réponses du volet ménages (voir *Analyses statistiques*).

Il ressort de l'ENSP que la douleur peut contribuer à un sentiment de mal-être, en plus de perturber les activités courantes. On a estimé la cote exprimant le risque d'être malheureux à la fin d'une période de deux ans, grâce à une comparaison des personnes âgées dont la douleur avait augmenté au cours de la période de deux ans et de celles chez qui elle n'avait pas augmenté (tableau 5). Le fait d'avoir deux problèmes de santé chroniques ou plus au départ, ou deux nouveaux problèmes de santé chroniques ou plus diagnostiqués au cours de la période de deux ans, contribuait au mal-être des personnes. Toutefois, même lorsque ces problèmes de santé chroniques et d'autres facteurs (facteurs sociodémographiques et consommation de médicaments) étaient pris en compte, la cote exprimant le risque d'être malheureux était plus élevée pour les personnes âgées qui avaient connu une augmentation de la douleur. Autrement dit, ce n'est pas seulement la maladie qui contribuait au mal-être; la douleur en soi avait des répercussions importantes. Dans les établissements, les personnes âgées qui avaient vu leur douleur augmenter étaient plus de deux fois plus susceptibles (2,2) d'être malheureuses. Les personnes âgées vivant dans des ménages étaient plus susceptibles d'être malheureuses lorsque leur douleur augmentait pour devenir moyenne (2,0) ou forte (6,4), comparativement à celles qui n'avaient pas déclaré d'augmentation de leur douleur.

Douleur et autoévaluation de l'état de santé

Comme pour le mal-être, de nombreux facteurs sont responsables de l'autoévaluation négative de l'état de santé, y compris des problèmes de santé chroniques existants et émergents, la consommation de médicaments et des facteurs socio-démographiques (tableau 6). Toutefois, il ressort clairement de l'ENSP qu'une augmentation de la douleur a un effet indépendant sur l'autoévaluation de l'état de santé. Chez les personnes âgées vivant dans des ménages privés, la cote exprimant le risque d'autoévaluer de façon négative leur état de santé général lorsque la douleur avait atteint un niveau moyen était plus élevée (3,5) que chez les personnes qui n'éprouvaient pas de douleur ou qui éprouvaient de faibles niveaux de douleur. La cote était encore plus élevée (6,9) pour les personnes dont la douleur était devenue forte. Il existe un rapport similaire entre l'augmentation de la douleur et l'autoévaluation négative de l'état de santé chez les personnes âgées vivant en établissement, soit un rapport de cotes de 2,3 pour toute augmentation de la douleur à une intensité moyenne ou forte.

Discussion

La présente étude fournit des repères concernant la prévalence de la douleur chronique au Canada. Dans la population à domicile, les personnes âgées étaient plus susceptibles de déclarer de la douleur chronique (27 %) que les personnes en âge de travailler (16 %). La prévalence de la douleur chronique, toutefois, était la plus forte chez les personne âgées vivant dans des établissements de soins de santé de longue durée (38 %). Il est possible que ces prévalences représentent des sous-estimations, les personnes âgées ayant tendance à sous-déclarer leur douleur[3]. Cela pourrait venir d'une impression chez elles que la douleur fait partie intégrante du vieillissement, et qu'elles doivent la supporter avec le passage du temps[1,11,33]. Parallèlement, certaines personnes âgées qui omettent de déclarer avoir de la douleur le font peut-être parce qu'elles craignent que leurs plaintes aient une influence négative sur les soins qu'elles reçoivent[18].

Une comparaison avec d'autres études axées sur la population a fait ressortir toute une gamme de prévalences déclarées de douleur chronique. Le tiers des personnes âgées aux États-Unis (70 ans et plus) vivant dans des ménages privés éprouvaient souvent de la douleur[19]. Une étude finlandaise a révélé que

Tableau 5
Rapports de cotes exprimant la relation entre le mal-être et certaines caractéristiques, avec et sans prise en compte d'une augmentation de la douleur chronique, population à domicile et population vivant en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2002-2003 (ménages) et 1994-1995 à 2000-2001 (établissements)

	Ménages				Établissements			
	Sans prise en compte de la douleur		Avec prise en compte de la douleur		Sans prise en compte de la douleur		Avec prise en compte de la douleur	
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %
Caractéristiques du suivi sur deux ans								
Augmentation de la douleur sur deux ans								
Aucune/douleur faible à moyenne/douleur forte	…	…	…	…	…	…	2,2*	1,5 à 3,3
Aucune/douleur faible à moyenne	…	…	2,0*	1,3 à 3,1	…	…	…	…
Aucune/douleur faible à forte	…	…	6,4*	3,0 à 13,8	…	…	…	…
Aucun changement dans la douleur†	…	…	1,0	…	…	…	1,0	…
Médicaments								
Aucune consommation de médicaments†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Consommation de médicaments, mais pas de médicaments contre la douleur	0,6*	0,4 à 1,0	0,6*	0,4 à 0,9	1,2	0,5 à 3,0	1,2	0,5 à 3,1
Consommation de médicaments contre la douleur	0,9	0,6 à 1,4	0,8	0,5 à 1,3	1,4	0,6 à 3,3	1,3	0,6 à 3,1
Problèmes de santé chroniques								
Aucun nouveau problème de santé chronique†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Un nouveau problème de santé chronique	1,4	0,9 à 2,2	1,4	0,9 à 2,2	2,0*	1,2 à 3,3	2,0*	1,2 à 3,4
Deux nouveaux problèmes de santé chroniques ou plus	2,0*	1,2 à 3,4	1,8*	1,0 à 3,1	2,4*	1,6 à 3,5	2,3*	1,6 à 3,5
Réponse par personne interposée								
Non†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Oui	2,6*	1,3 à 5,5	2,6*	1,2 à 5,7	3,0*	2,0 à 4,5	3,0*	2,0 à 4,6
Caractéristiques de base								
Mal-être								
Non†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Oui	11,6*	6,3 à 21,3	10,3*	5,3 à 19,8	2,7*	1,9 à 3,8	2,7*	1,9 à 3,8
Sexe								
Hommes	1,1	0,8 à 1,6	1,1	0,7 à 1,6	0,9	0,6 à 1,2	0,9	0,6 à 1,3
Femmes†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Âge (variable continue)	1,02	0,99 à 1,05	1,01	0,99 à 1,05	1,00	0,98 à 1,02	1,00	0,98 à 1,02
Scolarité								
Pas de diplôme d'études secondaires	1,0	0,7 à 1,5	1,0	0,7 à 1,4	0,9	0,6 à 1,1	0,8	0,6 à 1,1
Diplôme d'études secondaires ou plus†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Problèmes de santé chroniques								
Aucun problème de santé chronique†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Un problème de santé chronique	1,1	0,6 à 2,0	0,9	0,5 à 1,7	1,7	0,9 à 3,3	1,6	0,8 à 3,1
Deux problèmes de santé chroniques ou plus	2,5*	1,5 à 4,1	2,1*	1,2 à 3,5	2,1*	1,1 à 3,9	1,9	1,0 à 3,5
Réponse par personne interposée								
Non†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Oui	1,5	0,6 à 3,6	1,4	0,5 à 3,6	1,0	0,7 à 1,5	1,1	0,7 à 1,6

	Sans prise en compte de la douleur	Avec prise en compte de la douleur	Sans prise en compte de la douleur	Avec prise en compte de la douleur
Information sur le modèle				
Taille de l'échantillon	6 735	6 729	1 202	1 178
Échantillon de personnes malheureuses (au moment du suivi)	218	216	357	344
Enregistrements supprimés en raison de valeurs manquantes	395	401	263	287

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

Nota : La variable « cycle » a été incluse pour tenir compte des différences entre chaque cohorte de deux ans; les rapports de cotes ne sont pas présentés. Tous les modèles sont fondés sur des données pondérées. Les valeurs manquantes sur les états chroniques pendant l'année de référence et sur les nouveaux états chroniques lors du suivi deux ans plus tard ont été incluses dans les modèles pour maximiser la taille de l'échantillon; les rapports de cotes ne sont pas présentés. Les données ayant été arrondies, certains rapports de cotes dont la limite de confiance inférieure ou supérieure est égale à 1,0 sont statistiquement significatifs.

Sources : Enquête nationale sur la santé de la population, de 1994-1995 à 2002-2003 inclusivement, fichier longitudinal, volet ménages, et Enquête nationale sur la santé de la population, de 1994-1995 à 2000-2001 inclusivement, fichier longitudinal, volet établissements de soins de santé.

Tableau 6
Rapports de cotes établissant le lien entre l'autoévaluation négative de l'état de santé et certaines caractéristiques, avec et sans prise en compte d'une augmentation de la douleur chronique, population à domicile et population vivant en établissement de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2002-2003 (ménages) et 1994-1995 à 2000-2001 (établissements)

	Ménages				Établissements			
	Sans prise en compte de la douleur		Avec prise en compte de la douleur		Sans prise en compte de la douleur		Avec prise en compte de la douleur	
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %
Caractéristiques du suivi sur deux ans								
Augmentation de la douleur sur deux ans								
Aucune/douleur faible à moyenne/douleur forte	…	…	…	…	…	…	2,3*	1,7 à 3,1
Aucune/douleur faible à moyenne	…	…	3,5*	2,7 à 4,7	…	…	…	…
Aucune/douleur faible à forte	…	…	6,9*	4,2 à 11,3	…	…	…	…
Aucun changement dans la douleur†	…	…	1,0	…	…	…	1,0	…
Médicaments								
Aucune consommation de médicaments†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Consommation de médicaments, mais pas de médicaments contre la douleur	1,5*	1,2 à 2,0	1,5*	1,2 à 2,0	1,3	0,7 à 2,5	1,3	0,7 à 2,6
Consommation de médicaments contre la douleur	1,5*	1,1 à 2,0	1,4*	1,0 à 1,8	1,2	0,7 à 2,2	1,2	0,7 à 2,1
Problèmes de santé chroniques								
Aucun nouveau problème de santé chronique†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Un nouveau problème de santé chronique	1,7*	1,4 à 2,1	1,6*	1,3 à 1,9	1,1	0,7 à 1,6	1,1	0,7 à 1,6
Deux nouveaux problèmes de santé chroniques ou plus	2,6*	2,0 à 3,4	2,4*	1,8 à 3,1	1,9*	1,3 à 2,8	1,8*	1,2 à 2,6
Réponse par personne interposée								
Non†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Oui	2,1*	1,3 à 3,3	2,0*	1,3 à 3,3	2,8*	2,0 à 3,9	2,6*	1,8 à 3,7
Caractéristiques de base								
Autoévaluation négative de l'état de santé								
Non†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Oui	5,6*	4,5 à 7,1	5,4*	4,3 à 6,8	2,4*	1,8 à 3,0	2,3*	1,8 à 2,9
Sexe								
Hommes	1,4*	1,2 à 1,7	1,4*	1,2 à 1,8	0,9	0,7 à 1,2	0,9	0,7 à 1,2
Femmes†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Âge (variable continue)	1,02*	1,00 à 1,03	1,01	1,00 à 1,03	0,99*	0,97 à 1,00	0,99*	0,97 à 1,00
Scolarité								
Pas de diplôme d'études secondaires	1,5*	1,3 à 1,9	1,5*	1,3 à 1,8	0,8	0,6 à 1,0	0,7	0,5 à 1,0
Diplôme d'études secondaires ou plus†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Problèmes de santé chroniques								
Aucun problème de santé chronique†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Un problème de santé chronique	1,4*	1,1 à 1,9	1,3*	1,0 à 1,8	1,3	0,7 à 2,3	1,2	0,7 à 2,2
Deux problèmes de santé chroniques ou plus	2,4*	1,9 à 3,2	2,1*	1,6 à 2,8	2,5*	1,5 à 4,1	2,2*	1,3 à 3,7
Réponse par personne interposée								
Non†	1,0	…	1,0	…	1,0	…	1,0	…
Oui	1,1	0,7 à 1,8	1,0	0,6 à 1,7	0,7*	0,6 à 1,0	0,8	0,6 à 1,0

	Sans prise en compte de la douleur	Avec prise en compte de la douleur	Sans prise en compte de la douleur	Avec prise en compte de la douleur
Information sur le modèle				
Taille de l'échantillon	6 760	6 748	1 311	1 267
Échantillon de personnes malheureuses (au moment du suivi)	1 295	1 288	716	678
Enregistrements supprimés en raison de valeurs manquantes	370	382	154	198

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

Nota : La variable « cycle » a été incluse pour tenir compte des différences entre chaque cohorte de deux ans; les rapports de cotes ne sont pas présentés. Tous les modèles sont fondés sur des données pondérées. Les valeurs manquantes sur les états chroniques pendant l'année de référence et sur les nouveaux états chroniques lors du suivi deux ans plus tard ont été incluses dans les modèles pour maximiser la taille de l'échantillon; les rapports de cotes ne sont pas présentés. Les données ayant été arrondies, certains rapports de cotes dont la limite de confiance inférieure ou supérieure est égale à 1,0 sont statistiquement significatifs.

Sources : Enquête nationale sur la santé de la population, de 1994-1995 à 2002-2003 inclusivement, fichier longitudinal, volet ménages, et Enquête nationale sur la santé de la population, de 1994-1995 à 2000-2001 inclusivement, fichier longitudinal, volet établissements de soins de santé.

35 % de la population âgée de 15 à 74 ans déclaraient éprouver de la douleur chronique[10]. Une étude antérieure effectuée au Canada a permis de déterminer que 29 % des adultes ont fait état de douleur chronique non liée au cancer[34], tandis qu'une étude australienne faisait mention de douleur chronique chez 17 % des hommes et 20 % des femmes[6]. Enfin, selon une étude effectuée au Royaume-Uni[8,9], presque la moitié (47 %) de la population âgée de 25 ans et plus avait une « forme de douleur chronique », les estimations dans les cas de la douleur chronique « importante » et « forte » étant de 12 % et 6 % respectivement.

Les études fondées sur des collectivités et des foyers de soins infirmiers particuliers font état de prévalences qui sont généralement plus élevées que les études fondées sur la population. À partir d'un échantillon communautaire de personnes âgées admises dans des programmes de soins à domicile en Italie, Landi *et al.* [35] ont déterminé que 40 % d'entre elles éprouvaient de la douleur quotidiennement. Les trois quarts des sujets étudiés par Ross et Crook[11] étaient fréquemment affectés par la douleur ou avaient éprouvé une douleur importante au cours de la période de deux semaines ayant précédé leur entrevue. Ces données sont fondées sur un petit échantillon (66) de personnes âgées de 64 à 99 ans qui recevaient des soins de la succursale d'Ottawa-Carleton des Infirmières de l'Ordre de Victoria du Canada. Selon des échantillons non représentatifs d'études de résidents de foyers de soins infirmiers, les prévalences de la douleur se situaient entre 50 % et 83 %[5,20-22,36], soit des prévalences beaucoup plus élevées que celles déterminées à partir de l'ENSP (38 %) pour les établissements de soins de santé.

La gamme variée de prévalences pourrait rendre compte de différences géographiques et culturelles réelles au chapitre de la douleur chronique, ou de différences dans les méthodes de recherche. En ce qui a trait aux méthodes de recherche, la nature des différents échantillons constitue un facteur, de même que les différentes questions d'enquête et périodes visées. Les participants à l'ENSP et à l'ESCC ont répondu à des questions au sujet de l'absence de douleur (« Habituellement, êtes-vous sans douleurs ou malaises? »). Par contre, d'autres études comportaient des questions directes sur la douleur, par exemple : « Au cours des quatre dernières semaines, avez-vous éprouvé des douleurs physiques? »[37] et « Au cours des trois derniers mois, avez-vous été affecté par la douleur? »[38]. En outre, il ressort clairement que de nombreuses périodes différentes sont utilisées, par exemple, les quatre dernières semaines[37], deux semaines[11], la semaine précédente[10,35] et le moment même[20]. Il arrive aussi que la période ne soit pas précisée, et que l'on demande aux participants s'ils sont *habituellement* sans douleur (étude actuelle) ou s'ils sont *souvent* affectés par la douleur[19]. Les différentes périodes ou l'absence d'une période particulière contribuent probablement aux différentes prévalences.

Parmi les autres différences entre les études figurent les définitions de la douleur, l'utilisation de mesures directes (données déclarées par le participant ou examen de dossiers de patients) ou indirectes (utilisation d'analgésiques) de la douleur, le type de douleur évaluée (chronique ou aiguë), et l'inclusion de participants qui sont incapables de communiquer[5]. Ross et Crook[11] ont reconnu ces problèmes lorsqu'ils ont recommandé que les chercheurs adoptent des méthodes uniformes pour définir les personnes qui souffrent de douleur et pour mesurer la douleur.

L'inclusion ou l'exclusion des personnes âgées ayant une déficience cognitive ou de communication constitue une considération importante, qui a probablement des répercussions sur l'incidence déclarée de la douleur[13]. Par définition, la douleur est subjective[3]. Selon les termes de Levy : « La douleur est telle que le patient la décrit et elle se produit lorsqu'il le dit »[39]. Comment alors pouvons-nous collaborer avec des personnes âgées qui sont incapables de communiquer la présence de douleur ou la gravité de leur douleur, en raison de problèmes cognitifs, d'élocution, d'audition ou d'autres problèmes? Les études montrent systématiquement que la prévalence de la douleur est plus faible chez les personnes âgées qui ont des niveaux plus grands de déficience cognitive[13,36]. Ces études soulignent la nécessité d'une meilleure évaluation et gestion de la douleur pour les

personnes qui ne peuvent s'exprimer pour elles-mêmes[20]. Les personnes âgées qui ont des déficiences cognitives ou de communication dépendent d'un membre de leur famille, d'un membre du personnel ou d'un ami pour parler en leur nom[26]. Les gens procèdent régulièrement à des évaluations objectives de la douleur des autres, en se servant de signes comme la claudication, le tressaillement par suite d'un contact physique, les gémissements, les expressions faciales, les réflexes de protection de certaines parties du corps, etc. Même si ces évaluations objectives sont utiles, elles peuvent faire l'objet d'interprétation (ou d'erreur d'interprétation)[13]. Il se peut aussi que les personnes évaluent la douleur en fonction des dommages subis par le corps de la personne, certains problèmes de santé semblant très souffrants. Toutefois, même si la douleur chronique peut être liée à une maladie ou à une blessure particulière, dans nombre de cas, la cause demeure inexpliquée, persistant en l'absence de la blessure ou après la fin du processus de guérison[2,20,40].

Il ressort de cette étude que, dans les établissements, la prévalence de la douleur est plus faible chez les personnes qui ont la maladie d'Alzheimer, comparativement aux autres. La plupart des personnes (93 %) comprises dans l'échantillon des établissements et ayant la maladie d'Alzheimer dépendaient d'un membre de leur famille, d'un ami ou d'un membre du personnel pour répondre en leur nom. Cela laisse supposer que la réponse par personne interposée est moins susceptible de faire ressortir la présence de douleur, dans les établissements à tout le moins. En fait, l'estimation de la douleur chronique chez les résidents d'établissements était significativement plus faible dans le cas des réponses par personne interposée (35 %) que des réponses fournies par les participants eux-mêmes (42 %). Par conséquent, l'estimation globale de la douleur chronique dans les établissements (38 %) est plus conservatrice que si l'on avait exclu les réponses par personne interposée (et, par conséquent, la plupart des personnes souffrant de la maladie d'Alzheimer). Par contre, dans le cas de la population à domicile, les réponses par personne interposée étaient plus susceptibles de faire ressortir de la douleur chronique (40 %) que les réponses fournies par les participants eux-mêmes (26 %). Toutefois, étant donné que seulement 4 % des personnes âgées échantillonnées dans les ménages privés se fiaient à des répondants substituts (comparativement à 59 % des personnes âgées vivant en établissement), cette « surestimation » de la douleur chronique dans les ménages n'a pas eu de grandes répercussions sur la prévalence globale de la douleur (27 %). Ces résultats font ressortir la nécessité de tenir compte des réponses par personne interposée dans les analyses multidimensionnelles.

Comme c'est le cas pour de nombreux problèmes de santé, la douleur chronique n'est pas répartie également dans la population. Les femmes sont plus susceptibles de déclarer de la douleur chronique[8,9,13,19], tout comme les personnes ayant un statut socioéconomique plus faible[8,9,19]. La présente étude va dans le sens de ces constatations. Lorsque l'on mesure le statut socioéconomique des personnes vivant en établissement, seule la scolarité est significative. Il est possible que, pour les personnes âgées, le niveau de scolarité représente une mesure plus sensible du statut socioéconomique que le revenu actuel, du fait qu'il rend compte du mode de vie passé et des facteurs environnementaux pouvant avoir des répercussions sur la santé.

On a dit de la douleur qu'elle avait des répercussions sur les activités physiques, les activités récréatives, les responsabilités familiales et l'autotraitement[4,11,14,37]. Les résultats de l'ESCC et de l'ENSP appuient l'association entre la douleur et la perturbation des activités. La question posée dans les enquêtes ne précise pas le type ou le nombre d'activités, ce qui laisse les participants libres d'évaluer dans quelle mesure la douleur perturbe leurs activités normales et leurs attentes. Il est toutefois intéressant de noter que, même si les personnes âgées vivant dans des établissements de soins de santé sont perçues comme ayant moins d'activités au quotidien (les établissements étant responsables de l'achat d'épicerie, de la lessive, de la cuisine et d'autres activités quotidiennes), le niveau de perturbation déclaré était plus grand, peu importe le niveau de douleur éprouvé.

En plus d'avoir une incidence sur les activités et les responsabilités, la douleur chronique a des répercussions sur le bien-être et l'autoévaluation de l'état de santé. Chez les personnes vivant en établissement qui n'éprouvaient habituellement pas de douleur, la cote exprimant la possibilité d'autoévaluer positivement l'état de santé était plus élevée que chez les personnes éprouvant de la douleur chronique[41]. Parmi les adultes ne vivant pas en établissement, la cote exprimant le risque de déclarer un mauvais état de santé était plus élevée chez ceux éprouvant de la douleur chronique[10,19]. La nature longitudinale de la présente étude fait ressortir encore plus clairement le rapport entre la douleur et l'autoévaluation de l'état de santé ou le mal-être. Chez les personnes qui n'éprouvaient pas de douleur initialement ou qui n'éprouvaient qu'une faible douleur et qui ont connu une augmentation de la douleur, celle-ci atteignant une intensité de moyenne à forte, sur une période de deux ans, la cote exprimant le risque d'être malheureux ou d'autoévaluer négativement leur état de santé était plus élevée.

Limites

La présente étude comporte un certain nombre de limites. Les problèmes de santé chroniques sont déclarés par les participants. On leur a demandé si des problèmes de santé chroniques avaient été diagnostiqués chez eux par un professionnel de la santé, mais leurs réponses n'ont été vérifiées par aucune autre source. La liste des problèmes de santé chroniques figurant dans le questionnaire destiné aux établissements différait de celle présentée à la population à domicile. Par conséquent, le nombre de problèmes de santé chroniques peut varier entre les résidents des ménages et les résidents des établissements, en partie parce que les listes de problèmes de santé ne sont pas identiques. Par ailleurs, certains problèmes de santé chroniques ont été laissés de côté parce qu'ils n'étaient pas inclus dans chaque cycle du fichier longitudinal.

Même si des données récentes (2005) sont disponibles pour l'analyse transversale de la population à domicile, les dernières données transversales pour les résidents des établissements de soins de santé remontent à 1996-1997. Ainsi, la prévalence de la douleur déclarée pour les résidents d'établissements de soins de santé date d'au moins dix ans. L'absence de données récentes provenant d'échantillons représentatifs de personnes âgées vivant en établissement limite la capacité de procéder à une analyse pertinente de cette section de la population.

Enfin, comme il est indiqué précédemment, 59 % des entrevues de personnes âgées ont été menées par personne interposée dans le cadre du volet établissements de soins de santé de l'ENSP de 1996-1997, comparativement à 4 % des entrevues de personnes âgées vivant dans des ménages dans le cadre de l'ESCC de 2005. Comme il est démontré, cela semble avoir biaisé les prévalences.

Mot de la fin

La douleur chronique est un problème débilitant qui a des répercussions sur de nombreux aspects de la vie des gens.

Il s'agit d'une préoccupation majeure en matière de santé pour les personnes âgées, qui sont déjà nombreuses à faire face aux changements découlant du vieillissement — maladies chroniques, problèmes cognitifs et besoin de médicaments, par exemple. La douleur chronique est courante et elle touche 27 % des personnes âgées vivant dans des ménages et 38 % de celles vivant dans des établissements de soins de santé. Les répercussions de ce problème de santé publique augmenteront probablement au fur et à mesure du vieillissement de la population du Canada. Il ressort de la présente analyse que les efforts axés sur la réduction de la douleur devraient avoir des répercussions positives sur le bien-être et l'autoévaluation de l'état de santé des personnes âgées. Les personnes âgées acceptent probablement que de nombreuses maladies ne peuvent être guéries, mais elles auraient probablement une meilleure qualité de vie si leur douleur pouvait être évaluée et contrôlée d'une manière convenable. ●

Références

1. C.E. Morris et V. Goli, « The physiology and biomedical aspects of chronic pain in later life », dans K.A. Roberto, dir. *Older Women with Chronic Pain*, New York, The Haworth Press, 1994, p. 9-24.
2. R. Melzak et P.D. Wall, *The Challenge of Pain*, Markham, Penguin Books, 1988.
3. E.A. Sengstaken et S.A. King, « The problems of pain and its detection among geriatric nursing home residents », *Journal of the American Geriatric Society*, 41, 1993, p. 541-544.
4. B.A. Ferrell, « Pain evaluation and management in the nursing home », *Annals of Internal Medicine*, 123(9), 1995, p. 681-687.
5. P.L. Fox, P. Raina et A.R. Jadad, « Prevalence and treatment of pain in older adults in nursing homes and other long-term care institutions: a systematic review », *Canadian Medical Association Journal / Journal de l'Association médicale canadienne*, 160(3), 1999, p. 329-333.
6. F.M. Blyth, L.M. March, A.J. Brnabic *et al.,* « Chronic pain in Australia: a prevalence study », *Pain* 89(2-3), 2001, p. 127-134.
7. H. Breivik, *World Health Organization supports global effort to relieve chronic pain,* disponible à l'adresse http://www.who.int/mediacentre/news/releases/2004/pr70/en/print.html (document consulté le 4 juin 2007).
8. B.H. Smith, A.M. Elliott, W.A. Chambers *et al.*, « The impact of chronic pain in the community », *Family Practice*, 18(3), 2001, p. 292-299.
9. 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
10. P.T. Mäntyselkä, J.H.O. Turunen, R.S. Ahonen et E.A. Kumpusalo, « Chronic pain and poor self-rated health », *Journal of the American Medical Association*, 290(18), 2003, p. 2435-2442.
11. M.M. Ross et J. Crook, « Elderly recipients of home nursing services: pain, disability and functional competence », *Journal of Advanced Nursing*, 27, 1998, p. 1117-1126.
12. K. Brummel-Smith, M.R. London, N. Drew *et al.*, « Outcomes of pain in frail older adults with dementia », *Journal of the American Geriatrics Society*, 50(11), 2002, p. 1847-1851.
13. J. Cohen-Mansfield et S. Lipson, « Pain in cognitively impaired nursing home residents: how well are physicians diagnosing it? », *Journal of the American Geriatrics Society*, 50(6), 2002, p. 1039-1044.
14. U. Jakobsson, I.R. Hallberg et A. Westergren, « Overall and health related quality of life among the oldest old in pain », *Quality of Life Research*, 13, 2004, p. 125-136.
15. K.A. Roberto et S.G. Reynolds, « Older women's experiences with chronic pain: daily challenges and self-care practices », *Journal of Women and Aging*, 14(3-4), 2002, p. 5-23.
16. C. Tannenbaum, N. Mayo et F. Ducharme, « Older women's health priorities and perceptions of care delivery: results of the WOW health survey », *Canadian Medical Association Journal / Journal de l'Association médicale canadienne*, 173(2), 2005, p. 153-159.
17. D.K. Heyland, P. Dodek, G. Rocker *et al.* pour le Canadian Researchers' End-of-Life Network (CARENET), « What matters most in end-of-life care: perceptions of seriously ill patients and their family members », *Canadian Medical Association Journal / Journal de l'Association médicale canadienne,* 174(5), 2006, p. 627.
18. K.A. Roberto, « The study of chronic pain in later life: where are the women? », dans K.A. Roberto, dir. *Older Women with Chronic Pain,* New York, The Haworth Press, 1991, p. 1-7.
19. C.C. Reyes-Gibby, L.A. Aday et C. Cleeland, « Impact of pain on self-rated health in community-dwelling older adults », *Pain*, 95, 2002, p. 75-82.
20. R. Roy et M. Thomas, « A survey of chronic pain in an elderly population », *Canadian Family Physician*, 32, 1986, p. 513-516.
21. B.A. Ferrell, B.R. Ferrell et D. Osterweil, « Pain in the nursing home », *Journal of the American Geriatrics Society*, 38(4), 1990, p. 409-414.
22. B.A. Ferrell, B.R. Ferrell et L. Rivera, « Pain in cognitively impaired nursing home patients », *Journal of Pain Symptom Management*, 10(8), 1995, p. 591-598.
23. Statistique Canada, Tableau nº 051-0001 : Estimations de la population, selon le groupe d'âge et le sexe au 1er juillet, Canada, provinces et territoires, annuel (personnes), 1971 à 2007, disponible à l'adresse http://cansim2.statcan.ca (document consulté le 21 juillet 2006).
24. Statistique Canada, *Projections démographiques pour le Canada, les provinces et les territoires, 2005-2031*, disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/francais/freepub/91-520-XIF/0010591-520-XIF.htm (document consulté le 21 juillet 2006) (Statistique Canada, nº 91-520 au catalogue).
25. P.A. Parmelee, B. Smith et I.R. Katz, « Pain complaints and cognitive status among elderly institution residents », *Journal of the American Geriatrics Society*, 41, 1993, p. 517-522.
26. S.E. Fisher, L.D. Burgio, B.E. Thorn *et al.,* « Pain assessment and management in cognitively impaired nursing home residents: association of certified nursing assistant pain report, minimum data set pain report, and analgesic medication use », *Journal of the American Geriatrics Society*, 50(1), 2002, p. 152-156.
27. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé,* 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
28. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé,* 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
29. Statistique Canada, *Enquête nationale sur la santé de la population, Cycle 6 (2004-2005), volet ménages, documentation longitudinale,* Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, 2006, disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/francais/sdds/document/3225_D5_T1_V3_F.pdf.
30. 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).

31. 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.

32. D. Yeo, H. Mantel et T-P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Survey Research Methods Section*, Baltimore, août, 1999.

33. D.C. Malloy et T. Hadjistavropoulos, « The problem of pain management among persons with dementia, personhood, and the ontology of relationships », *Nursing Philosophy*, 5, 2004, p. 147-159.

34. D.E. Moulin, A.J. Clark, M. Speechley et P.K. Morley-Foster, « Chronic pain in Canada – Prevalence, treatment, impact and the role of opioid analgesia », *Pain Research and Management*, 7(4), 2002, p. 179-184.

35. F. Landi, G. Onder, M. Cesari *et al.* pour le SILVERNET-HC Study Group, « Pain and its relation to depressive symptoms in frail older people living in the community: An observational study », *Journal of Pain and Symptom Management,* 29(3), 2005, p. 255-262.

36. W.R Proctor et J.P. Hirdes, « Pain and cognitive status among nursing home residents in Canada », *Pain Research and Management*, 6(3), 2001, p. 119-125.

37. R.J. Scudds et T. Østbye, « Pain and pain-related interference with function in older Canadians: the Canadian study of health and aging », *Disability and Rehabilitation*, 23(1), 2001, p. 654-664.

38. U. Jakobsson, I.R. Hallberg et A. Westergren, « Pain management in elderly persons who require assistance with activities of daily living: a comparison of those living at home with those in special accommodations », *European Journal of Pain,* 8, 2004, p. 335-344.

39. M. Levy, « Pain control research in the terminally ill », *Omega*, 18(4), 1988, p. 265-279.

40. M. Osterweis, A Kleinman et D. Mecanic, dir. *Pain and Disability: Clinical, Behavioral, and Public Policy Perspectives*, Washington, National Academy Press, 1987.

41. P. Ramage-Morin, « Bien veillir en établissement de santé », *Rapports sur la santé,* 16 (supplément), 2006, p. 51-61 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).

Annexe

Tableau A
Maladies chroniques comprises dans le volet établissements de soins de santé et le volet ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population, selon le cycle, 1994-1995 à 2002-2003

	Volet établissements de soins de santé				Volet ménages				
	1994-1995	1996-1997	1998-1998	2000-2001	1994-1995	1996-1997	1998-1998	2000-2001	2002-2003
Arthrite ou rhumatisme	1	1	1	1	1	1	1	3	3
Arthrite ou rhumatisme, sauf la fibromyalgie	3	3	3	3	3	3	3	1	1
Fibromyalgie	3	3	3	3	3	3	3	2	2
Hypertension artérielle	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Asthme	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Bronchite chronique/emphysème	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Diabète	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Épilepsie	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Maladie cardiaque	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Cancer	2	3	2	2	1	1	1	1	1
Troubles dus à un accident vasculaire cérébral	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Paralysie partielle ou complète	1	1	1	1	3	3	3	3	3
Incontinence urinaire	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Incontinence intestinale		1	1	1	3	3	3	3	3
Troubles intestinaux (maladie de Crohn ou colite)	3	2	2	2	3	2	2	2	2
Maladie d'Alzheimer ou autre forme de démence cérébrale	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Ostéoporose ou fragilité osseuse	1	1	1	1	3	3	3	3	3
Cataracte	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Glaucome	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Ulcères à l'intestin ou à l'estomac	3	2	2	2	2	2	2	2	2
Défaillance ou maladie rénale	1	1	1	1	3	3	3	3	3
Problème de la thyroïde	3	2	2	2	3	2	2	2	2
Autre problème de santé chronique	1	1	1	1	1	1	1	1	1

Nota :
1 = incluse dans le cycle d'enquête, utilisée dans l'analyse
2 = incluse dans le cycle d'enquête, non utilisée dans l'analyse
3 = non incluse dans le cycle d'enquête
Dans le cas des établissements de soins de santé, l'incontinence a trait à l'incontinence urinaire ou intestinale; pour le volet ménages, l'incontinence a trait à l'incontinence urinaire seulement.
Sources: Enquête nationale sur la santé de la population, de 1994-1995 à 2002-2003, volet établissements de soins de santé et volet ménages.

Utilisation des services de santé par les gais, les lesbiennes et les bisexuels au Canada

Michael Tjepkema

Résumé

Objectif

La présente étude a pour but de déterminer si les consultations avec les prestateurs de soins de santé, le fait de ne pas avoir de médecin de famille, les besoins de soins de santé non satisfaits et l'obtention de tests de dépistage préventif varient selon l'identité sexuelle chez les Canadiens de 18 à 59 ans.

Source des données

Les résultats sont fondés sur les données regroupées des cycles de 2003 et de 2005 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.

Techniques d'analyse

Des totalisations croisées ont été produites pour comparer les taux d'utilisation des services de certains prestateurs de soins de santé selon l'identité sexuelle. Des modèles de régression logistique multivariée avec variables de contrôle pour les facteurs prédisposants, les facteurs facilitants et les besoins de soins de santé ont été utilisés pour déterminer si l'identité sexuelle est associée de manière indépendante à l'utilisation des soins de santé, au fait de ne pas avoir de médecin de famille, aux besoins de soins de santé non satisfaits et à l'obtention de tests de dépistage préventif.

Principaux résultats

Les gais, les lesbiennes et les bisexuels sont plus susceptibles que les hétérosexuels de consulter les prestateurs de services de santé mentale. Les taux de consultation avec un médecin de famille et les chances d'avoir subi un test Pap sont plus faibles chez les lesbiennes que chez les femmes hétérosexuelles. Les personnes bisexuelles déclarent un plus grand nombre de besoins de soins de santé insatisfaits que leurs homologues hétérosexuels.

Mots-clés

Homosexualité, médecin de famille, services de soins de santé, accessibilité, état de santé, mammographie, test Pap.

Auteur

Michael Tjepkema (416-952-4620; Michael.Tjepkema@statcan.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé de Statistique Canada, au bureau régional de Toronto, 25 St. Clair Avenue E., Toronto (Ontario) M4T 1M4.

Bien que l'on ait étudié divers facteurs associés à la décision d'obtenir des soins de santé[1], relativement peu de travaux de recherche ont porté sur l'utilisation des soins de santé et l'accès à ces soins en fonction de l'orientation sexuelle[2-4]. L'information sur le rôle de l'orientation sexuelle dans l'accès aux soins provient en grande partie d'études américaines qui, dans l'ensemble, laissent entendre que les gais, les lesbiennes et les bisexuels rencontrent des obstacles uniques. Ces études montrent que les lesbiennes sont moins susceptibles que les femmes hétérosexuelles d'avoir une source habituelle de soins, comme un médecin de famille, et qu'elles sont plus susceptibles de faire part de difficultés à obtenir des soins en raison de leur coût[2,5-8]. Un certain nombre de gais, lesbiennes et bisexuels disent avoir vécu des expériences négatives associées à leur sexualité lors d'interactions avec le système de soins de santé[8-10] et, par conséquent, évitent d'obtenir des soins ou en retardent le moment[11-13].

Ces résultats, qui sont fondés principalement sur des données américaines, pourraient ne pas refléter la situation au Canada, car les deux pays sont dotés de systèmes de soins de santé différents. Par exemple, alors que de nombreuses études américaines révèlent une association entre le fait de ne pas être couvert par une assurance-maladie et un plus faible taux d'utilisation des services de soins de santé, il ne devrait pas en être ainsi au Canada où le régime d'assurance-maladie est universel[14].

En outre, des différences sociétales pourraient limiter la généralisation des résultats américains au contexte canadien.

Le principal objectif de la présente analyse est de déterminer si la consultation des prestateurs de soins de santé, le fait de ne pas avoir de médecin de famille, les besoins de soins non satisfaits et l'obtention de tests de dépistage préventif varient selon l'identité sexuelle. Les données proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), qui est une enquête probabiliste nationale de grande portée réalisée par Statistique Canada. L'ESCC ne pose pas les problèmes associés aux enquêtes non probabilistes, tels que le biais de participation volontaire, ou ceux des enquêtes portant sur de petites régions géographiques, dont les résultats ne sont pas toujours généralisables. Dans le cadre de l'ESCC, des renseignements sont recueillis sur un grand nombre de variables sociodémographiques et de variables liées à la santé qui peuvent être utilisées pour tenir compte des effets confusionnels éventuels quand on détermine si l'utilisation des soins de santé et l'accès à ces soins varient selon l'identité sexuelle. La grande taille de l'échantillon permet d'analyser séparément les données sur les gais, les lesbiennes et les bisexuels, ce qui est important, car certaines études ont révélé que les profils d'utilisation des soins de santé ne sont pas les mêmes pour les bisexuels que pour les gais, les lesbiennes et les hétérosexuels[3,5,15,16].

Méthodes

Source des données

Les estimations sont fondées sur des données regroupées provenant des cycles 2.1 (2003) et 3.1 (2005) de l'ESCC. Celle-ci a pour champ d'observation la population à domicile de 12 ans et plus des provinces et des territoires, sauf les membres de la force régulière des Forces canadiennes, les personnes vivant en établissement et les habitants des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées.

Les données du cycle 2.1 ont été recueillies de janvier à décembre 2003 auprès d'un échantillon de 135 573 personnes; le taux de réponse a été de 81 %. Celles du cycle 3.1 ont été recueillies de janvier à décembre 2005 auprès d'un échantillon de 132 947 personnes; le taux de réponse a été de 79 %. Lors de chaque cycle, environ 25 % des entrevues ont été réalisées sur place et 75 %, par téléphone. De plus amples renseignements sur l'ESCC figurent dans un rapport publié[17] et dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca).

L'analyse porte sur les personnes de 18 à 59 ans qui ont révélé leur identité sexuelle. Parmi les hommes, 1 103 ont déclaré être gais, 498, bisexuels et 72 972, hétérosexuels. Chez les femmes, 695 se sont déclarées lesbiennes, 833, bisexuelles et 83 723, hétérosexuelles. Les participants à l'enquête dont l'identité sexuelle était inconnue ont été exclus de l'analyse (3 662 hommes et 3 289 femmes); parmi ces personnes, 767 hommes et 713 femmes ont refusé de répondre à la question sur l'identité sexuelle.

Techniques d'analyse

Pour compenser le nombre assez faible de gais, de lesbiennes et de bisexuels participant à l'enquête, les données de l'ESCC pour 2003 (cycle 2.1) et 2005 (cycle 3.1) ont été regroupées. Ce regroupement est possible parce que la méthodologie est la même pour les deux cycles et que l'énoncé des questions utilisées pour l'analyse est identique, sauf en ce qui concerne la façon dont l'appartenance au groupe des Autochtones a été déterminée (voir *Définitions*)[18].

Pour les besoins de la présente analyse, les cycles ont été combinés au niveau des microdonnées, ce qui a produit un seul ensemble de données. Comme les poids de sondage n'étaient disponibles que pour chaque cycle séparément, la population totale

pondérée pour les cycles regroupés représentait environ deux fois la population canadienne. Afin de produire une estimation du nombre de gais, de lesbiennes et de bisexuels, on a divisé l'estimation obtenue par deux. Par contre, dans le cas des pourcentages et des résultats de régression, cette opération n'était pas nécessaire.

De 2003 à 2005, le nombre autodéclaré de gais, de lesbiennes et de bisexuels a crû de 13 % à 20 % (selon le groupe), ce qui donne à penser que les participants à l'enquête pourraient avoir été plus enclins à divulguer une identité non hétérosexuelle en 2005 qu'en 2003. Les résultats de l'ESCC de 2007 (cycle 4.1) permettront de confirmer si cette tendance se poursuit.

Le modèle comportemental d'Andersen pour l'utilisation des soins de santé[1] a servi de cadre pour le choix des variables explicatives dans la modélisation de l'utilisation des soins de santé. Selon le modèle d'Andersen, la décision de chercher à obtenir des soins est influencée par des facteurs prédisposants, tels que l'âge, le sexe et les convictions concernant la santé, par des facteurs facilitants, tels que le revenu, le niveau de scolarité et la disponibilité des services et par des facteurs de besoin, tels que l'état de santé et l'existence de problèmes de santé chroniques[1]. Ainsi, on a choisi les variables à inclure dans l'analyse en s'appuyant sur le modèle, compte tenu de l'information offerte dans l'ESCC.

Des modèles de régression logistique non corrigés ont été exécutés selon le sexe pour chaque variable d'utilisation des soins de santé, c'est-à-dire la consultation au cours des 12 derniers mois d'un médecin de famille ou d'un omnipraticien, d'un spécialiste, d'une infirmière, d'un travailleur social ou d'un conseiller, d'un psychologue, d'un intervenant en médecine douce ou d'un groupe d'entraide, l'absence d'un médecin de famille, l'existence de besoins de soins de santé non satisfaits, l'obtention d'une mammographie au cours des deux dernières années (femmes de 50 à 59 ans) et l'obtention d'un test de Papanicolaou (test Pap) au cours des trois dernières années (toutes les femmes). Afin d'accroître la comparabilité avec les modèles de régression logistique corrigés, les cas pour lesquels des données manquaient pour les variables indépendantes utilisées dans les modèles corrigés (sauf le revenu et le niveau d'études) ont été exclus des modèles non corrigés. De cette façon, le nombre d'observations pour chaque variable dépendante était le même dans les modèles corrigés et non corrigés. Indépendamment de leur signification statistique, les variables qui suivent ont été incluses comme variables de contrôle dans les modèles de régression logistique corrigés : âge (variable continue), état matrimonial, enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage, niveau de scolarité, quintile de revenu du ménage, lieu de résidence, groupe culturel ou racial, le fait d'avoir un médecin de famille (pour tous les modèles de régression, sauf dans les cas où il s'agit de la variable de résultat), nombre de problèmes de santé chroniques, état de santé général autodéclaré, jour d'incapacité physique au cours des deux dernières semaines, état de santé mental autodéclaré, trouble anxieux diagnostiqué, trouble de l'humeur diagnostiqué, jour d'incapacité mentale au cours des deux dernières semaines et cycle de l'enquête.

Afin de tenir compte des effets du plan d'enquête, les erreurs-types et les coefficients de variation ont été estimés par la méthode du *bootstrap*[19,20]. Le seuil de signification a été fixé à $p < 0,05$. Les proportions ont été estimées en utilisant les poids de sondage de l'ESCC.

Définitions

Les auteurs des études épidémiologiques ne s'accordent pas sur la définition de l'orientation sexuelle, celle-ci variant selon la question étudiée et les données disponibles[21]. L'*orientation sexuelle* comporte trois éléments distincts : 1) l'attirance et les fantasmes sexuels, 2) le comportement sexuel et 3) l'identification sexuelle[21]. Bien qu'elles se chevauchent, ces trois mesures de l'orientation sexuelle diffèrent légèrement. L'attirance et les fantasmes sexuels représentent la mesure la plus générale et donnent la prévalence la plus élevée, tandis que l'auto-identification est la plus restreinte et donne la prévalence la plus faible[22]. L'ESCC comprend la question : « Vous considérez-vous hétérosexuel(le) (relations sexuelles avec les personnes du sexe opposé), homosexuel(le),

c'est-à-dire lesbienne ou gai (relations sexuelles avec les personnes du même sexe) ou bisexuel(le) (relations sexuelles avec les personnes des deux sexes)? » Elle a été lue à tous les participants à l'enquête de 18 ans et plus en 2003 et à tous ceux de 18 à 59 ans en 2005.

Pour déterminer l'*utilisation des soins de santé*, on a demandé : « Sans compter les séjours dans un établissement de santé, au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux : un médecin de famille ou un omnipraticien? un autre médecin ou spécialiste (comme un chirurgien, un allergologue, un orthopédiste, un gynécologue ou un psychiatre)? une infirmière ou un infirmier pour recevoir des soins ou des conseils? une travailleuse sociale ou un conseiller? un psychologue? »

Le recours aux *médecines douces* a été déterminé à l'aide de la question : « Il arrive que les gens se tournent vers la médecine douce ou non traditionnelle. Au cours des 12 derniers mois, est-ce que vous avez vu ou consulté un intervenant en médecine douce, comme un acupuncteur, un homéopathe ou un massothérapeute pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux? »

On a demandé aux participants à l'enquête s'ils avaient assisté à une réunion d'un *groupe d'entraide*, comme les AA ou un groupe de thérapie pour le cancer (c.-à-d. un groupe de soutien pour les personnes atteintes du cancer) au cours des 12 derniers mois.

On leur a aussi demandé s'ils avaient un médecin de famille. Ceux qui ont répondu « Non » ont été considérés comme n'ayant *pas de médecin de famille*.

Les personnes qui ont répondu « Oui » à la question qui suit ont été considérées comme ayant des *besoins de soins de santé non satisfaits*. « Au cours des 12 derniers mois, y a-t-il eu un moment où vous avez cru que vous aviez besoin de soins de santé mais vous ne les avez pas obtenus? »

Aux femmes de 35 ans et plus, on a posé les questions qui suivent au sujet de la *mammographie* : « Avez-vous déjà passé une mammographie, c'est-à-dire une radiographie du sein? » À celles qui ont répondu « Oui », on a demandé : « À quand remonte la dernière fois? » et on leur a lu cinq catégories de réponses : moins de six mois, de six mois à moins d'un an, d'un an à moins de deux ans, de deux ans à moins de cinq ans, et cinq ans ou plus. Dans la présente analyse, le recours à la mammographie a été déterminé pour les femmes de 50 à 59 ans, qui ont été réparties en deux catégories, selon qu'elles avaient passé une mammographie au cours des deux dernières années ou qu'elles avaient passé une mammographie il y a plus de deux ans ou n'en avaient jamais passée.

L'obtention d'un *test Pap* a été déterminée en demandant aux femmes participant à l'enquête : « Avez-vous déjà passé un test Pap? » À celles qui ont répondu « Oui », on a demandé : « À quand remonte la dernière fois? » et on leur a lu cinq catégories de réponses : moins de six mois, de six mois à moins d'un an, d'un an à moins de trois ans, de trois ans à moins de cinq ans, et cinq ans ou plus. Pour la présente analyse, le dernier test Pap a été réparti en deux catégories, selon qu'il avait eu lieu au cours des trois dernières années ou qu'il avait été passé il y a plus de trois ans ou n'avait jamais eu lieu.

Quatre groupes d'*âge* ont été définis : de 18 à 24 ans, de 25 à 34 ans, de 35 à 44 ans et de 45 à 59 ans. Dans l'analyse par régression logistique, l'âge a été introduit dans le modèle sous forme de variable continue.

L'*état matrimonial* a été classifié en trois catégories : marié(e) ou union libre; marié(e) antérieurement (divorcé(e), séparé(e) ou veuf(ve)) et célibataire (jamais marié(e)).

Le *lieu de résidence* a été déterminé en regroupant les régions métropolitaines de recensement (RMR) (http://www12.statcan.ca/francais/census01/Products/Reference/dict/geo009_f.htm). Une RMR est constituée d'une ou de plusieurs municipalités adjacentes entourant un grand noyau urbain comptant au moins 100 000 habitants[23]. Trois groupes ont été formés : les RMR ayant une population supérieure à 2 000 000 d'habitants (Montréal, Toronto et Vancouver), les RMR dont la population est comprise entre 100 000 et 2 000 000 d'habitants et les régions en dehors des RMR ayant une population de moins de 100 000 habitants.

En se basant sur le plus haut niveau de *scolarité*, on a regroupé les participants à l'enquête en quatre catégories : diplôme d'études postsecondaires, études postsecondaires partielles, diplôme d'études secondaires et pas de diplôme d'études secondaires. Une catégorie Valeur manquante a été incluse dans les modèles de régression logistique.

Les *quintiles de revenu du ménage* ont été déterminés par une méthode mise au point à Statistique Canada[24]. Pour chaque participant à l'enquête, un facteur de pondération du ménage a été calculé en fonction de la taille de ce dernier. Un poids de 1 a été attribué au premier membre du ménage, un poids de 0,4 au deuxième, et un poids de 0,3 au troisième et aux membres subséquents. Puis, on a additionné ces poids pour obtenir le facteur de pondération du ménage. Le revenu du ménage a été divisé par ce facteur pour obtenir le revenu corrigé en fonction de la taille du ménage. Dans les cas où l'on disposait de la tranche de revenu du ménage plutôt que du revenu exact de ce dernier, on a utilisé la valeur médiane de la tranche déclarée pour calculer le revenu total du ménage. Pour les besoins de la présente analyse, on a examiné pour chaque cycle (2003 et 2005) la distribution pondérée de la population de 18 à 59 ans afin d'établir les seuils d'inclusion dans les quintiles de revenu du ménage pour chaque catégorie géographique (RMR comptant plus de 2 000 000 d'habitants, RMR comptant de 100 000 à 2 000 000 d'habitants et non-RMR comptant moins de 100 000 habitants). Les quintiles ont été calculés pour chaque cycle de l'ESCC, puis combinés. Dans l'analyse par régression logistique, les enregistrements pour lesquels des données sur le revenu manquaient (environ 13 % de la population) ont été inclus sous forme de variables muettes.

Pour déterminer le *groupe racial ou culturel* d'une personne, l'intervieweur a lu l'énoncé suivant : « Les gens qui habitent au Canada ont des origines culturelles ou raciales très variées. » Ensuite, il a demandé à la personne si elle était : Blanche, Noire, Sud-Asiatique, Asiatique du Sud-Est, Philippine, Latino-Américaine, Arabe, Asiatique occidentale, Japonaise, Coréenne, Autochtone ou autre. Pour la présente analyse, le groupe racial ou culturel a été ventilé en deux catégories : Blanc(he) et non Blanc(he). En 2005 et au cours d'une partie de 2003, une question distincte a été posée pour déterminer l'identité autochtone. La question sur le groupe racial ou culturel n'a pas été posée aux personnes qui se sont auto-identifiées comme Autochtones, mais elles ont été incluses dans la catégorie non Blanc(he).

La *santé générale autoévaluée* a été déterminée à l'aide de la question : « En général, diriez-vous que votre santé est : excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? » Trois catégories ont été définies : excellente ou très bonne, bonne et passable ou mauvaise.

La *santé mentale autoévaluée* a été déterminée à l'aide de la question : « En général, diriez-vous que votre santé mentale est : excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? » Trois catégories ont été définies : excellente ou très bonne, bonne et passable ou mauvaise.

Pour déterminer le *nombre de problèmes de santé chroniques*, on a demandé aux participants à l'enquête s'ils avaient « un problème de santé de longue durée, c'est-à-dire un état qui a duré ou qui devrait durer six mois ou plus et qui a été diagnostiqué par un professionnel de la santé ». L'intervieweur a lu une liste de problèmes de santé; ceux inclus dans l'analyse (26) sont les suivants : allergies alimentaires, autres allergies, asthme, fibromyalgie, arthrite ou rhumatisme, maux de dos, hypertension, migraine, bronchite chronique, diabète, épilepsie, maladie cardiaque, cancer, ulcères à l'estomac ou à l'intestin, troubles dus à un accident vasculaire cérébral, incontinence urinaire, troubles intestinaux, démence, cataracte, glaucome, problème thyroïdien, syndrome de fatigue chronique, sensibilités aux agresseurs chimiques, emphysème ou bronchopneumopathie obstructive chronique, ou tout autre problème de santé physique ou mentale de longue durée.

L'existence d'un *trouble de l'humeur* a été déterminée à l'aide de la question : « Êtes-vous atteint(e) d'un trouble de l'humeur tel que la dépression, le trouble bipolaire, la manie ou la dysthymie? » en précisant qu'elle portait sur les troubles diagnostiqués par un professionnel de la santé.

L'existence d'un *trouble anxieux* a été déterminée à l'aide de la question : « Êtes-vous atteint(e) d'un

trouble d'anxiété tel qu'une phobie, un trouble obsessionnel-compulsif ou un trouble panique? » en précisant qu'elle portait sur les problèmes diagnostiqués par un professionnel de la santé.

L'*incapacité (physique et mentale) au cours des deux dernières semaines* a été évaluée en fonction du nombre de jours d'alitement et de jours de « limitation des activités habituelles » au cours des deux dernières semaines. On a demandé aux participants à l'enquête le nombre de jours où ils avaient dû garder le lit (y compris les nuits passées à l'hôpital) et le nombre de jours où ils avaient dû se limiter dans leurs activités habituelles à cause d'une maladie ou d'une blessure. À ceux qui ont déclaré au moins une journée d'incapacité, on a demandé si elle était due à leur santé émotionnelle ou mentale ou à la consommation d'alcool ou de drogues. Les participants à l'enquête ont été répartis en deux catégories : ceux qui ont répondu « Oui » (au moins une journée d'incapacité) et ceux qui ont répondu « Non ».

Résultats

Caractéristiques de la population

Environ 346 000 adultes se sont dits gais, lesbiennes ou bisexuels, ce qui représente en tout 1,9 % de la population canadienne de 18 à 59 ans (2,1 % d'hommes et 1,7 % de femmes). Leur répartition était la suivante : 130 000 gays (1,4 % d'hommes de 18 à 59 ans), 59 000 hommes bisexuels (0,7 %), 71 000 lesbiennes (0,8 % de femmes de 18 à 59 ans) et 85 000 femmes bisexuelles (0,9 %).

Comparativement à la population hétérosexuelle, une plus forte proportion de gais et de lesbiennes appartenaient au groupe des 35 à 44 ans, tandis que les personnes bisexuelles, surtout les femmes, étaient nettement plus jeunes (tableau 1).

Évidemment, l'état matrimonial varie selon l'identité sexuelle. Les gais, les lesbiennes et les bisexuels étaient plus susceptibles que les hétérosexuels d'être célibataires (jamais mariés) et moins susceptibles d'être mariés ou d'avoir un conjoint de fait.

Environ 3 hétérosexuels sur 10 avaient un enfant de moins de 12 ans à la maison. Les proportions étaient beaucoup plus faibles pour les gais (2,6 %) et les lesbiennes (8,4 %). Elles étaient faibles également pour les bisexuels (18,5 % d'hommes et 26,1 % de femmes), mais si l'on exclut les personnes n'ayant jamais été mariées, l'écart entre les hétérosexuels et les bisexuels disparaît (données non présentées).

Tableau 1
Distribution de la population à domicile de 18 à 59 ans, selon le sexe, l'identité sexuelle et certaines caractéristiques sociodémographiques et économiques, Canada, 2003 et 2005 regroupés

	Hommes			Femmes		
	Hétéro-sexuels	Gais	Bi-sexuels	Hétéro-sexuelles	Lesb-iennes	Bi-sexuelles
	%	%	%	%	%	%
Groupe d'âge						
18 à 24 ans	16,3	9,7*	23,9*	15,4	10,5*E	35,9*
25 à 34 ans	21,8	22,5	18,1	22,3	22,1	26,8*
35 à 44 ans	27,6	36,3*	22,2*	26,9	36,4*	21,2*
45 à 59 ans	34,3	31,5	35,7	35,3	30,9	16,1*
État matrimonial						
Marié(e) ou union libre	64,4	31,8*	39,9*	65,6	38,5*	40,9*
Marié(e) antérieurement	6,0	4,0*	7,3E	10,1	9,3	10,5
Célibataire (jamais marié(e))	29,6	64,2*	52,9*	24,3	52,2*	48,6*
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage	29,5	2,6*E	18,5*E	31,1	8,4*	26,1*
Niveau de scolarité (25 à 59 ans)						
Pas de diplôme d'études secondaires	12,1	4,4*E	16,2	10,6	6,1*E	10,7
Diplôme d'études secondaires	16,7	10,2*	15,8E	18,1	13,4*	19,1
Études postsecondaires partielles	6,7	9,3	14,4E	6,8	6,1E	9,4E
Diplôme d'études postsecondaires	64,5	76,1*	53,6*	64,4	74,4*	60,7
Quintile de revenu						
Inférieur	17,0	15,5	34,9*	22,0	19,0	42,7*
Moyen-inférieur	19,5	14,6*	29,1*	21,2	15,3*	22,0
Moyen	20,1	17,9	12,4*	20,3	22,1	14,5*
Moyen-supérieur	21,2	22,0	11,6*	19,2	20,0	12,0*
Supérieur	22,1	29,9*	12,0*E	17,3	23,4*	8,8*E
Groupe racial ou culturel						
Blanc(he)	82,4	88,1*	76,0	82,7	89,1*	81,9
Non Blanc(he)	17,6	11,9*	24,0	17,3	10,9*E	18,1
Lieu de résidence						
Montréal, Toronto ou Vancouver	34,9	55,9*	47,0*	35,1	41,0*	34,9
RMR de 100 000 à 2 000 000 d'habitants	31,9	28,3*	24,9*	32,1	35,1	31,3
Non-RMR (moins de 100 000 habitants)	33,1	15,8*	28,1	32,8	23,9*	33,8

* valeur significativement différente de l'estimation pour la population hétérosexuelle de même sexe ($p < 0,05$)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Les cas pour lesquels des valeurs manquent sont exclus.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003 et 2005 (données regroupées).

Comparativement aux hétérosexuels, le niveau de scolarité des gais et des lesbiennes était élevé, tandis que celui des hommes bisexuels était plus faible. Des proportions relativement élevées de gais et de lesbiennes se trouvaient dans le quintile de revenu du ménage le plus élevé, comparativement à la population hétérosexuelle; par contre, les femmes et les hommes bisexuels étaient sous-représentés dans le quintile inférieur.

Le contexte culturel et racial et le lieu de résidence diffèrent également selon l'identité sexuelle. La proportion de personnes de race blanche était plus élevée chez les gais et les lesbiennes que chez les hétérosexuels et les bisexuels. En outre, des proportions comparativement élevées de gais, de lesbiennes et de bisexuels vivaient à Montréal, à Toronto ou à Vancouver.

Santé physique et mentale

L'état de santé général autoévalué des gais et des lesbiennes était comparable à celui des hétérosexuels (tableau 2). Par contre, les bisexuels étaient plus susceptibles que les hétérosexuels de juger leur santé passable ou mauvaise.

Les hommes gais et les femmes bisexuelles avaient tendance à déclarer un plus grand nombre de problèmes de santé chroniques que la population hétérosexuelle. Ils étaient également plus susceptibles d'avoir eu au moins une journée d'incapacité due à une maladie physique au cours des deux semaines qui ont précédé l'enquête.

Une proportion assez élevée de bisexuels ont déclaré des problèmes de santé mentale. Les hommes bisexuels étaient plus de deux fois plus susceptibles que leurs homologues hétérosexuels de juger leur état de santé mentale passable ou mauvais; chez les femmes bisexuelles, la proportion considérant leur santé mentale passable ou mauvaise était trois fois plus élevée que celle des femmes hétérosexuelles.

À la question de savoir si l'on avait diagnostiqué chez eux un trouble de l'humeur ou un trouble anxieux, les membres de tous les groupes sexuels minoritaires ont fait état de niveaux supérieurs à ceux observés pour la population hétérosexuelle. Les troubles de ce genre étaient particulièrement fréquents chez les femmes bisexuelles, dont une sur quatre a déclaré un trouble de l'humeur. La prévalence relativement élevée des troubles de l'humeur et des troubles anxieux chez les gais, les lesbiennes et les bisexuels est reflétée par les proportions élevées de ces personnes ayant déclaré au moins une journée d'incapacité au cours des deux semaines qui ont précédé l'enquête à cause de problèmes mentaux ou émotionnels.

Tableau 2
Indicateurs de l'état de santé, selon le sexe et l'identité sexuelle, population à domicile de 18 à 59 ans, Canada, 2003 et 2005 regroupés

	Hommes			Femmes		
	Hétéro-sexuels	Gais	Bi-sexuels	Hétéro-sexuelles	Lesb-iennes	Bi-sexuelles
	%	%	%	%	%	%
Santé physique						
Santé générale autoévaluée						
Excellente ou très bonne	63,9	65,4	57,1	63,8	63,2	51,6*
Bonne	28,5	26,0	30,9	27,5	26,9	32,2
Passable ou mauvaise	7,7	8,5	12,0*	8,7	9,8	16,2*
Problèmes de santé chroniques						
Aucun	50,5	42,1*	49,6	39,9	35,9	31,3*
Un	27,9	28,9	25,5	27,6	29,4	27,8
Deux	12,6	17,5*	13,6	15,9	15,9	16,9
Trois ou plus	9,0	11,5*	11,3	16,5	18,7	23,9*
Jour d'incapacité (physique) au cours des deux dernières semaines	13,6	17,9*	11,7	19,2	22,6	27,0*
Santé mentale						
Santé mentale autoévaluée						
Excellente ou très bonne	75,4	73,8	66,7*	74,8	72,8	57,5*
Bonne	20,3	20,5	23,9	19,9	20,6	25,5*
Passable ou mauvaise	4,3	5,7	9,4*[E]	5,3	6,7[E]	17,0*
Type de trouble						
Trouble de l'humeur	4,0	11,1*	11,4*[E]	7,7	11,4*	25,2*
Trouble anxieux	3,0	8,5*	10,1*[E]	5,8	8,7*	17,7*
Jour d'incapacité (mentale) au cours des deux dernières semaines	1,2	3,0*[E]	5,5*[E]	2,0	3,8[E]	6,6*[E]

* valeur significativement différente de l'estimation pour la population hétérosexuelle de même sexe ($p < 0,05$)
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Les cas pour lesquels des valeurs manquent sont exclus.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003 et 2005 (données regroupées).

Soins de santé

L'utilisation des services de soins de santé varie selon l'identité sexuelle (tableau 3). Comparativement aux

Tableau 3
Pourcentage consultant certains prestateurs de soins de santé, n'ayant pas de médecin de famille, déclarant des besoins de soins de santé non satisfaits et recourant au dépistage préventif, selon le sexe et l'identité sexuelle, population à domicile de 18 à 59 ans, Canada, 2003 et 2005 regroupés

	Hommes			Femmes		
	Hétéro-sexuels	Gais	Bi-sexuels	Hétéro-sexuelles	Lesb-iennes	Bi-sexuelles
	%	%	%	%	%	%
Consultation au cours des 12 derniers mois						
Médecin de famille ou omnipraticien	69,2	74,8*	72,1	82,6	76,9*	81,3
Spécialiste	19,0	29,4*	22,8	33,0	37,6	38,2
Infirmière	8,4	14,7*	11,1	14,0	13,2	21,6*
Travailleur social ou conseiller	3,5	6,8*E	9,3*E	5,7	8,6E	16,6*
Psychologue	2,5	7,7*	5,8*E	4,0	10,0*E	10,7*E
Intervenant en médecine douce	11,0	20,3*	13,4E	20,6	33,1*	27,3*
Groupe d'entraide	2,1	3,7*	4,5*E	3,0	6,5*E	9,4*
Pas de médecin de famille	21,9	22,2	26,2	11,6	19,0*	24,2*
Besoins de soins de santé non satisfaits au cours des 12 derniers mois	10,9	14,2*	17,8*	14,8	19,6*	28,6*
Dépistage préventif						
Mammographie au cours des 2 dernières années (50 à 59 ans)	...	...	...	71,1	71,9	49,0*
Test Pap au cours des 3 dernières années	...	...	...	77,1	64,0*	76,2

* valeur significativement différente de l'estimation pour la population hétérosexuelle de même sexe (p < 0,05)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : Les cas pour lesquels des valeurs manquent sont exclus.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003 et 2005 (données regroupées).

hommes hétérosexuels, les hommes gais étaient plus susceptibles d'avoir consulté un médecin de famille, un spécialiste ou une infirmière au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête. Les taux d'utilisation étaient également plus élevés en ce qui concerne les travailleurs sociaux ou les conseillers, les psychologues, les intervenants en médecine douce et les groupes d'entraide.

Les taux de consultation avec des médecins et des infirmières ne différaient pas chez les hommes bisexuels et hétérosexuels, mais les premiers avaient des contacts plus fréquents avec des travailleurs sociaux ou des conseillers et avec des psychologues, et ils étaient plus susceptibles de déclarer avoir assisté à des réunions de groupe d'entraide.

Des modèles de régression logistique multivariée avec variables de contrôle pour les facteurs prédisposants, facilitants et de besoin ont été utilisés afin de déterminer si l'identité sexuelle était associée de manière indépendante à la consultation de professionnels de la santé. Même si l'on tient compte des facteurs éventuellement confusionnels (notamment, la prévalence élevée de problèmes de santé chroniques et de troubles de l'humeur), la cote exprimant les chances d'avoir consulté un médecin spécialiste, une infirmière, un travailleur social ou un conseiller, un psychologue ou un intervenant en médecine douce était plus élevée pour les hommes gais que pour les hommes hétérosexuels; dans le cas des hommes bisexuels, la cote était plus élevée en ce qui concerne la consultation d'un travailleur social ou d'un conseiller et d'un intervenant en médecine douce (tableau 4).

Parmi les femmes, les lesbiennes étaient un peu moins susceptibles d'avoir consulté un médecin de famille au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête que les femmes hétérosexuelles, mais plus susceptibles d'avoir consulté un psychologue et un intervenant en médecine douce, ainsi que d'avoir assisté à une réunion de groupe d'entraide (tableau 3). Les femmes bisexuelles, quant à elles, étaient, toutes proportions gardées, plus nombreuses à avoir consulté une infirmière, un travailleur social ou un conseiller, un psychologue et un intervenant en médecine douce et à avoir assisté à des réunions de groupe d'entraide que les femmes hétérosexuelles. Dans les modèles de régression multivariée, les rapports de cotes sont quelque peu atténués, mais les résultats restent essentiellement les mêmes (tableau 5).

Pas de médecin de famille/besoins de soins de santé non satisfaits

Les proportions d'hommes gais, bisexuels et hétérosexuels qui ont déclaré ne pas avoir de médecin de famille sont statistiquement semblables. Chez les femmes, la proportion n'ayant pas de médecin de famille est plus élevée pour les lesbiennes et les bisexuelles que pour les hétérosexuelles. Tant pour les hommes que pour les femmes, les résultats demeurent les mêmes si l'on tient compte de l'effet

Tableau 4
Rapports de cotes non corrigés et corrigés comparant les hommes gais et bisexuels aux hommes hétérosexuels pour la consultation de certains prestateurs de soins de santé, l'absence d'un médecin de famille et la déclaration de besoins de soins de santé non satisfaits, population à domicile de 18 à 59 ans, Canada, 2003 et 2005 regroupés

	Gais				Bisexuels			
	Non corrigé		Corrigé		Non corrigé		Corrigé	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Consultation au cours des 12 derniers mois								
Médecin de famille ou omnipraticien	1,32*	1,09 à 1,59	1,18	0,95 à 1,45	1,15	0,85 à 1,56	1,23	0,88 à 1,71
Spécialiste	1,77*	1,47 à 2,12	1,40*	1,14 à 1,70	1,23	0,87 à 1,75	1,15	0,79 à 1,69
Infirmière	1,88*	1,48 à 2,40	1,69*	1,32 à 2,17	1,33	0,94 à 1,90	1,23	0,86 à 1,74
Travailleur social ou conseiller	2,01*	1,39 à 2,92	1,55*	1,01 à 2,38	2,71*	1,86 à 3,94	1,65*	1,10 à 2,46
Psychologue	3,21*	2,35 à 4,39	2,13*	1,46 à 3,11	2,29*	1,39 à 3,78	1,49	0,88 à 2,51
Intervenant en médecine douce	2,07*	1,68 à 2,54	1,89*	1,50 à 2,37	1,26	0,81 à 1,95	1,55*	1,00 à 2,39
Groupe d'entraide	1,71*	1,21 à 2,44	1,23	0,84 à 1,80	2,06*	1,22 à 3,48	1,30	0,75 à 2,24
Pas de médecin de famille	1,02	0,84 à 1,24	1,01	0,82 à 1,24	1,27	0,94 à 1,73	1,16	0,84 à 1,61
Besoins de soins de santé non satisfaits au cours des 12 derniers mois	1,33*	1,06 à 1,67	1,17	0,92 à 1,48	1,76*	1,27 à 2,44	1,46*	1,02 à 2,09

* valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes hétérosexuels (p < 0,05)
Nota : Les variables de contrôle du modèle corrigé sont les suivantes : âge (continue), état matrimonial, enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage, niveau de scolarité (y compris une catégorie Valeur manquante), quintile de revenu (y compris une catégorie Valeur manquante), lieu de résidence, groupe racial ou culturel, santé générale autoévaluée, nombre de problèmes de santé chroniques, jour d'incapacité physique au cours des deux dernières semaines, santé mentale autoévaluée, trouble anxieux, trouble de l'humeur, jour d'incapacité mentale au cours des deux dernières semaines, avoir un médecin de famille (sauf pour les modèles de régression où ne pas avoir de médecin de famille est la variable de résultat) et cycle de l'enquête.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003 et 2005 (données regroupées).

Tableau 5
Rapports de cotes non corrigés et corrigés comparant les lesbiennes et les femmes bisexuelles aux femmes hétérosexuelles pour la consultation de certains prestateurs de soins de santé, l'absence d'un médecin de famille, la déclaration de besoins de soins de santé non satisfaits et le recours au dépistage préventif, population à domicile de 18 à 59 ans, Canada, 2003 et 2005 regroupés

	Lesbiennes				Bisexuelles			
	Non corrigé		Corrigé		Non corrigé		Corrigé	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Consultation au cours des 12 derniers mois								
Médecin de famille ou omnipraticien	0,70*	0,54 à 0,90	0,70*	0,53 à 0,92	0,94	0,71 à 1,24	0,97	0,70 à 1,34
Spécialiste	1,21	0,97 à 1,52	1,13	0,90 à 1,41	1,24	0,99 à 1,57	1,04	0,80 à 1,34
Infirmière	0,91	0,69 à 1,20	0,90	0,67 à 1,21	1,69*	1,32 à 2,17	1,16	0,90 à 1,50
Travailleur social ou conseiller	1,56*	1,04 à 2,35	1,36	0,85 à 2,18	3,29*	2,50 à 4,32	1,56*	1,14 à 2,15
Psychologue	2,65*	1,76 à 3,97	2,09*	1,32 à 3,31	2,86*	1,92 à 4,24	1,57*	1,05 à 2,35
Intervenant en médecine douce	1,91*	1,53 à 2,38	1,66*	1,32 à 2,09	1,47*	1,16 à 1,86	1,56*	1,24 à 1,96
Groupe d'entraide	2,24*	1,27 à 3,95	2,00*	1,10 à 3,64	3,34*	2,41 à 4,62	2,48*	1,76 à 3,48
Pas de médecin de famille	1,78*	1,36 à 2,33	1,68*	1,28 à 2,21	2,44*	1,86 à 3,19	2,04*	1,55 à 2,70
Besoins de soins de santé non satisfaits au cours des 12 derniers mois	1,41*	1,07 à 1,85	1,24	0,92 à 1,68	2,32*	1,84 à 2,92	1,36*	1,04 à 1,78
Dépistage préventif								
Mammographie au cours des 2 dernières années (50 à 59 ans)	1,03	0,67 à 1,60	1,20	0,78 à 1,84	0,41*	0,22 à 0,76	0,46*	0,24 à 0,90
Test Pap au cours des 3 dernières années	0,52*	0,42 à 0,66	0,60*	0,47 à 0,77	0,96	0,73 à 1,25	1,32*	1,01 à 1,74

* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes hétérosexuelles (p < 0,05)
Nota : Les variables de contrôle du modèle corrigé sont les suivantes : âge (continue), état matrimonial, enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage, niveau de scolarité (y compris une catégorie Valeur manquante), quintile de revenu (y compris une catégorie Valeur manquante), lieu de résidence, groupe racial ou culturel, santé générale autoévaluée, nombre de problèmes de santé chroniques, jour d'incapacité physique au cours des deux dernières semaines, santé mentale autoévaluée, trouble anxieux, trouble de l'humeur, jour d'incapacité mentale au cours des deux dernières semaines, avoir un médecin de famille (sauf pour les modèles de régression où ne pas avoir de médecin de famille est la variable de résultat) et cycle de l'enquête.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003 et 2005 (données regroupées).

des variables sociodémographiques et d'état de santé dans les modèles de régression multivariée.

Les gais, les lesbiennes et les bisexuels étaient plus susceptibles que les hétérosexuels de déclarer des besoins de soins de santé non satisfaits au cours de l'année qui a précédé l'enquête. Toutefois, dans les modèles de régression multivariée, la cote exprimant le risque de déclarer des besoins de soins de santé non satisfaits n'était plus élevée que pour les femmes et les hommes bisexuels.

Mammographie et test Pap

La probabilité qu'une femme ait passé une mammographie au cours des deux années qui ont précédé l'enquête diffère dans une certaine mesure selon l'identité sexuelle. Chez les femmes de 50 à 59 ans, la prévalence était la même pour les lesbiennes et les hétérosexuelles, mais la proportion était un peu plus faible pour les bisexuelles, et cet écart persistait dans les modèles de régression multivariée.

L'obtention d'un test Pap varie aussi selon l'identité sexuelle. Moins des deux tiers des lesbiennes ont déclaré avoir subi un test Pap au cours des trois années qui ont précédé l'enquête, proportion nettement inférieure aux chiffres relevés pour les femmes hétérosexuelles (77,1 %) et bisexuelles (76,2 %). Les résultats changent un peu dans les modèles de régression multivariée qui tiennent compte des différences sociodémographiques et d'état de santé. Ainsi, la cote exprimant les chances d'avoir obtenu un test Pap était plus faible pour les lesbiennes que pour les femmes hétérosexuelles, mais elle était, en fait, plus élevée pour les femmes bisexuelles.

Discussion

La prévalence de la consultation des professionnels de la santé varie selon l'identité sexuelle, indépendamment des différences sociodémographiques et d'état de santé. Des écarts sont également évidents en ce qui concerne l'absence de médecin de famille et la déclaration de besoins de soins de santé non satisfaits, ainsi que, dans le cas des femmes, l'obtention de deux procédures de dépistage préventif du cancer (mammographie et test Pap).

Alors que la cote exprimant les chances d'avoir consulté un médecin de famille au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête était la même pour tous les hommes, quelle que soit leur identité sexuelle, les lesbiennes étaient moins susceptibles que les femmes hétérosexuelles d'avoir consulté un médecin. Une explication possible serait que certaines lesbiennes ne sont pas disposées à divulguer leur orientation sexuelle aux prestateurs de soins de santé[11,25]. En fait, selon certaines études, les lesbiennes qui ont informé leur médecin de leur orientation sexuelle utilisent davantage le système de soins de santé[12,26].

Des études américaines ont également démontré que certaines lesbiennes retardent le moment d'obtenir des soins ou évitent de les obtenir à cause de facteurs associés à leur orientation sexuelle, tels que la crainte de divulguer à leur médecin qu'elles sont lesbiennes ou des expériences passées négatives[9,11,13,25]. Des différences concernant la maternité[6] pourraient aussi expliquer certains de ces écarts, quoique les résultats de l'ESCC ne changent pas si l'on exclut du modèle de régression les femmes enceintes et celles qui avaient eu un enfant au cours des deux années qui ont précédé l'enquête (données non présentées).

Le fait que la prévalence de la consultation des médecins de famille est la même chez les hommes gais, bisexuels et hétérosexuels n'est pas inattendu. Selon une étude américaine, la cote exprimant les chances d'avoir rendu visite à un professionnel de la santé au cours des 12 derniers mois est supérieure à la moyenne chez les hommes qui vivent avec un partenaire de même sexe[2]. Les auteurs supposent que l'épidémie d'infection par le VIH pourrait avoir rendu les hommes gais plus enclins à obtenir des soins préventifs, à discuter de préoccupations relatives à l'infection par le VIH et à indiquer plus ouvertement leur orientation sexuelle aux prestateurs de soins de santé.

Les taux d'utilisation des services des professionnels de la santé qui offrent un soutien émotionnel ou mental sont généralement plus élevés chez les gais, les lesbiennes et les bisexuels, résultats qui confirment ceux d'autres études[3,16,27-30]. Certains soutiennent que les lesbiennes et les femmes

bisexuelles considèrent le counselling psychologique comme important[31] et que les collectivités gaies, lesbiennes et bisexuelles pourraient avoir fait de l'utilisation des services de santé mentale une norme positive[28,32]. De même, les problèmes de stress liés à l'état de minorité (stress auquel font face les personnes qui appartiennent à une catégorie sociale stigmatisée) pourraient être l'élément qui déclenche la recherche de ce type de soins[29,33].

La cote exprimant le risque de ne pas avoir de médecin de famille est plus élevée pour les lesbiennes et les femmes bisexuelles, et celle exprimant le risque de déclarer des besoins de soins de santé non satisfaits est élevée pour les personnes bisexuelles des deux sexes. Certaines données laissent entendre que, comparativement aux hommes gais, les lesbiennes et les personnes bisexuelles considèrent l'attitude des prestateurs de soins de santé à l'égard des questions liées à la non-hétérosexualité comme un facteur plus important lorsqu'il s'agit de choisir un médecin[34].

L'utilisation des services de dépistage préventif du cancer par les femmes varie selon l'identité sexuelle. Alors que les taux de prévalence de la mammographie chez les lesbiennes et les femmes hétérosexuelles de 50 à 59 ans ne variaient pas significativement, les femmes bisexuelles étaient moins susceptibles d'avoir passé une mammographie. Les résultats d'autres études sont contradictoires, certaines indiquant que les lesbiennes sont moins susceptibles de passer une mammographie[6,35,36], d'autres ne révélant aucune différence[5,7,37] et une faisant état de taux plus élevés[38]. La raison de la prévalence plus faible de la mammographie chez les femmes bisexuelles n'est pas connue, mais elle mérite d'être soulignée, car selon une grande étude non probabiliste réalisée aux États-Unis, les femmes bisexuelles de 50 à 79 ans sont plus susceptibles que les autres femmes d'avoir un cancer du sein[36].

Corroborant d'autres travaux de recherche[5,7,31,35-39], les résultats de l'ESCC montrent que les taux de prévalence du dépistage par le test Pap sont plus faibles chez les lesbiennes que chez les femmes hétérosexuelles et bisexuelles. On ignore toutefois l'effet de cette différence, car les données sur les taux de cancer du col de l'utérus chez les lesbiennes sont rares, voire inexistantes[6,40,41]. Néanmoins, nombre de facteurs de risque pourraient être les mêmes chez ces dernières que chez les femmes hétérosexuelles, y compris des relations sexuelles sans protection avec des hommes à un moment de leur vie[42-45]. Qui plus est, l'infection par le VPH (virus du papillome humain génital), qui est un précurseur de certains cancers du col de l'utérus, peut être transmise entre femmes par des contacts sexuels intimes[43,45]. Les taux de dépistage plus faibles chez les lesbiennes pourraient refléter une réaction à d'anciennes expériences négatives avec les prestateurs de soins de santé[8-10,41], la conviction que le test n'est pas nécessaire[41] ou le fait de ne généralement pas prendre la pilule contraceptive, dont le renouvellement de l'ordonnance peut être une occasion pour les médecins de discuter du test Pap et de l'administrer[6].

La présente étude a plusieurs limites. Bien que la spécificité des questions de l'enquête qui s'appuient sur le concept d'identité sexuelle soit considérée comme excellente (des personnes hétérosexuelles ne pourraient pas être classées dans la catégorie des gais, des lesbiennes ou des bisexuels), leur sensibilité a été critiquée (certaines personnes gaies, lesbiennes ou bisexuelles participant à l'enquête pourraient être classées dans la catégorie des hétérosexuels)[22]. Par conséquent, les résultats de l'ESCC ne sont représentatifs que des personnes disposées à s'identifier comme étant gaies, lesbiennes ou bisexuelles lors d'une entrevue dans le contexte d'une enquête nationale. Le degré de non-divulgation de l'orientation sexuelle est inconnu. En outre, certaines études ont montré que le « degré d'affirmation de son identité sexuelle » manifesté par le patient permet de prédire la divulgation de son orientation sexuelle aux prestateurs de soins de santé, divulgation qui a été associée à l'utilisation régulière des services de santé[26]. Les participants à l'ESCC qui ont divulgué leur identité sexuelle à l'intervieweur pourraient être plus francs au sujet de leur sexualité avec d'autres personnes et, par conséquent, être plus enclins à utiliser le système de soins de santé que d'autres membres des collectivités gaies, lesbiennes et bisexuelles[12].

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Aux États-Unis, les gais, les lesbiennes et les bisexuels doivent surmonter plus d'obstacles que les hétérosexuels pour obtenir des soins de santé.
- La plupart des études américaines révèlent que les lesbiennes et les femmes bisexuelles subissent les tests de dépistage préventif du cancer moins fréquemment que les femmes hétérosexuelles.
- La plupart de ces études sont fondées sur des enquêtes non probabilistes.

Ce qu'apporte l'étude

- Au Canada, les gais, les lesbiennes et les personnes bisexuelles n'ont pas le même comportement que les autres Canadiens en ce qui concerne l'obtention de soins de santé, indépendamment des facteurs prédisposants, des facteurs facilitants et des besoins de soins de santé.
- Les différences d'utilisation des soins de santé sont particulièrement marquées chez les lesbiennes, qui sont moins susceptibles d'avoir un médecin de famille et pour lesquelles les taux d'utilisation des services d'un médecin de famille et d'obtention du test Pap sont plus faibles.
- Les Canadiens bisexuels sont plus susceptibles de déclarer des besoins de soins de santé non satisfaits que leurs homologues hétérosexuels.
- Les résultats de la présente étude sont fondés sur une enquête probabiliste nationale de grande portée.

La présente analyse est fondée sur des données autodéclarées et aucune vérification indépendante des renseignements recueillis n'a eu lieu. La mesure dans laquelle les données sont biaisées à cause d'une erreur de déclaration est inconnue.

Pour certaines caractéristiques des populations gaies, lesbiennes et bisexuelles, la taille de l'échantillon est faible, ce qui limite la puissance statistique de détection des différences.

L'effet de l'état de santé n'a pas été neutralisé entièrement dans les modèles de régression logistique multivariée, car la gravité des problèmes de santé chroniques n'a pas été déterminée. En outre, la situation concernant l'infection par le VIH ou le sida était inconnue.

Les questions sur les troubles de l'humeur et les troubles anxieux ne sont pas des instruments de mesure normalisés et ne devraient pas être considérées comme des mesures de la prévalence de ces troubles.

Conclusion

La présente analyse fournit des preuves, fondées sur un échantillon probabiliste national, que l'utilisation des soins de santé au Canada varie selon l'identité sexuelle, indépendamment des facteurs prédisposants, facilitants et de besoin.

Dans l'ensemble, comparativement à la population hétérosexuelle, les gais, les lesbiennes et les bisexuels sont plus enclins à consulter des prestateurs de soins de santé mentale. Les lesbiennes sont moins susceptibles d'avoir un médecin de famille et, évidemment, sont proportionnellement moins nombreuses à utiliser les services d'un médecin de famille et à obtenir un test Pap. Comparativement aux hétérosexuels, les personnes bisexuelles font état d'un niveau plus élevé de besoins non satisfaits de soins de santé.

Les raisons du comportement différent des populations gaie, lesbienne et bisexuelle en ce qui concerne l'obtention de soins de santé n'ont pu être déterminées à l'aide des données de l'ESCC et devront être étudiées plus en détail. Néanmoins, l'analyse permet de constater que les gais, les lesbiennes et les bisexuels ne devraient pas être considérés comme un groupe homogène quand il s'agit de l'utilisation des soins de santé et devraient faire l'objet d'analyses distinctes lors de futures études.

Ces résultats sont un premier pas vers la description des profils d'utilisation des soins de santé par les adultes canadiens qui se déclarent gais, lesbiennes ou bisexuels. Les travaux devraient se poursuivre afin de déterminer si des écarts existent entre divers segments de ces groupes (jeunes et vieux, régions urbaines et rurales), ainsi que les raisons de ces écarts. ●

Références

1. R.M. Andersen, « Revisiting the behavioral model and access to medical care: Does it matter? », *Journal of Health and Social Behavior*; 36(1), 1995, p. 1-10.
2. J.E. Heck, R.L. Sell et S.S. Gorin, « Health care access among individuals in same-sex relationships », *American Journal of Public Health* , 96(6), 2006, p. 1111-1118.
3. F.C. Bakker, T.G.M. Sandfort, I. Vanwesenbeeck *et al.*, « Do homosexual persons use health care services more frequently than heterosexual persons: Findings from a Dutch population survey », *Social Science & Medicine*, 63(8), 2006, p. 2022-2030.
4. R.L. Sell et J.B. Becker, « Sexual orientation data collection and progress toward healthy people 2010 », A*merican Journal of Public Health,* 91(6), 2001, p. 876-882.
5. A.L. Diamant, C. Wold, K. Spritzer *et al.*, « Health behaviors, health status, and access to and use of health care: A population-based study of lesbian, bisexual, and heterosexual women », *Archives of Family Medicine*, 9(10), 2000, p. 1043-1051.
6. S.D. Cochran, V.M. Mays, D. Bowen *et al.*, « Cancer-related risk indicators and preventive screening behaviors among lesbians and bisexual women », *American Journal of Public Health*, 91(4), 2001, p. 591-597.
7. V.M. Mays, A.K. Yancey, S.D. Cochran *et al.*, « Heterogeneity of health disparities among African American, Hispanic, and Asian American women: Unrecognized influences of sexual orientation », *American Journal of Public Health*, 92(4), 2002, p. 632-639.
8. D.J. Bowen, J.B. Bradford, D. Powers *et al.*, « Comparing women of differing sexual orientations using population-based sampling», *Women & Health*, 40(3), 2004, p. 19-34.
9. M.J. Eliason et R. Schope, « Does "Don't ask don't tell" apply to health care? Lesbian, Gay, and Bisexual people's disclosure to health care providers », *Journal of the Gay and Lesbian Medical Association*, 5(4), 2001, p. 125-134.
10. A.M. Barbara, S.A. Quandt et R.T. Anderson, « Experiences of lesbians in the health care environment », *Women & Health*, 34(1), 2001, p. 45-62.
11. G.L. Stein et K.A. Bonuck, « Physician-patient relationships among the lesbian and gay community », *Journal of the Gay and Lesbian Medical Association*, 5(3), 2001, p. 87-93.
12. S. Bergeron et C.Y. Senn, « Health care utilization in a sample of Canadian lesbian women: Predictors of risk and resilience », *Women & Health*, 37(3), 2003, p. 19-35.
13. M.A.A. Van Dam, A.S. Koh et S.L. Dibble, « Lesbian disclosure to health care providers and delay of care », *Journal of the Gay and Lesbian Medical Association*, 5(1), 2001, p. 11-19.
14. O. Madore, La *Loi canadienne sur la santé : aperçu et options*, Direction de la recherche parlementaire, Bibiothèque du Parlement, mai 2004.
15. B.E. Wells, D.S. Bimbi, D. Tider *et al.*, « Preventive health behaviors among lesbian and bisexually identified women », *Women & Health*, 44(2), 2006, p. 1-13.
16. A.S. Koh, et L.K. Ross, « Mental health issues: A comparison of lesbian, bisexual and heterosexual women », *Journal of Homosexuality*, 51(1), 2006, p. 33-57.
17. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-14 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
18. S. Thomas, « La combinaison de cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes » [séance], *Actes du XXIIIe Symposium international sur les questions de méthodologie : Enjeux méthodologiques reliés à la mesure de la santé des populations*, Statistique Canada, 2006.
19. 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).
20. 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.
21. S. Michaels et B. Lhomond, « Conceptualization and measurement of homosexuality in sex surveys: a critical review », *Cuadernos de Salúd Pública*, 22(7), 2006, p. 1365-1374.
22. A.M.A. Smith, C.E. Rissel, J. Richters *et al.*, « Sexual identity, sexual attraction and sexual experience among a representative sample of adults », *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 27(2), 2003, p. 138-145.
23. Statistique Canada (Division des opérations du recensement), *Un profil de la population canadienne : où vivons-nous?*, Série « Analyses » du Recensement de 2001, Ottawa, 2002 (Statistique Canada, nº 96F0030XIF2001001 au catalogue).
24. J. Carson, « Le pouvoir de dépenser des familles », *L'emploi et le revenu en perspective*, 3(10), 2002, p. 5-14 (Statistique Canada, n° 75-001 au catalogue).
25. R.L. Klitzman et J.D. Greenberg, « Patterns of communication between gay and lesbian patients and their health care providers », *Journal of Homosexuality*, 42(4), 2002, p. 65-75.
26. L.S. Steele, J.M Tinmouth et A. Lu, « Regular health care use by lesbians: a path analysis of predictive factors », *Family Practice*, 23(6), 2006, p. 631-636.
27. J. Wang, M. Häusermann, P. Vounatsou *et al.*, « Health status, behavior, and care utilization in the Geneva Gay Men's Health Survey », *Preventive Medicine*, 44(1), 2007, p. 70-75.
28. S.D. Cochran et V.M. Mays, « Relation between psychiatric syndromes and behaviorally defined sexual orientation in a sample of the US population », *American Journal of Epidemiology*, 151(5), 2000, p. 516-523.
29. S.D. Cochran, J.G. Sullivan et V.M. Mays, « Prevalence of mental disorders, psychological distress, and mental health services use among lesbian, gay, and bisexual adults in the United States », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 71(1), 2003, p. 53-61.
30. L. Sorensen et S.J. Roberts, « Lesbian uses of and satisfaction with mental health services: Results from Boston lesbian health project », *Journal of Homosexuality*, 33(1), 1997, p. 35-49.
31. C.M. Mathieson, N. Bailey et M. Gurevich, « Health care services for lesbian and bisexual women: Some Canadian data », *Health Care for Women International*, 23(2), 2002, p. 188-196.

32. K.S. Morgan, « Caucasian lesbians' use of psychotherapy: A matter of attitude? », *Psychology of Women Quarterly*, 16, 1992, p. 127-130.

33. I.I. Meyer, « Prejudice, social stress, and mental health in lesbian, gay, and bisexual populations: Conceptual issues and research evidence », *Psychological Bulletin*, 129(5), 2003, p. 674-697.

34. S. Neville et M. Henrickson, « Perceptions of lesbian, gay and bisexual people of primary healthcare services », *Journal of Advanced Nursing*, 55(4), 2006, p. 407-415.

35. B.D. Kerker, F. Mostashari et L. Thorpe, « Health care access and utilization among women who have sex with women: Sexual behavior and identity », *Journal of Urban Health*, 83(5), 2006, p. 970-979.

36. B.G. Valanis, D.J. Bowen, T. Bassford *et al.*, « Sexual orientation and health: Comparisons in the Women's Health Initiative Sample », *Archives of Family Medicine*, 9 (9), 2000, p. 843-853.

37. A.L. Diamant, M.A. Schuster et J. Lever, « Receipt of preventive health care services by lesbians », *American Journal of Preventive Medicine*, 19(3), 2000, p. 141-148.

38. D.J. Aaron, N. Markovic, M.E. Danielson *et al.*, « Behavioral risk factors for disease and preventive health practices among lesbians », *American Journal of Public Health*, 91(6), 2001, p. 972-975.

39. A.K. Matthews, D.L. Brandenburg, T.P. Johnson, *et al.*, « Correlates of underutilization of gynecological cancer screening among lesbian and heterosexual women », *Preventive Medicine*, 38(1), 2004, p. 105-113.

40. A. Solarz, dir. *Lesbian Health: Current Assessment and Directions for the Future*, Washington DC, National Academy Press, 1999.

41. J.M. Marazzo, L.A. Koutsky, N.B. Kiviat *et al.*, « Papanicolaou test screening and prevalence of genital human papillomavirus among women who have sex with women », *American Journal of Public Health* , 91(6), 2001, p. 947-952.

42. A.L. Diamant, M.A. Schuster, K. McGuigan *et al.*, « Lesbians' sexual history with men: Implications for taking a sexual history », *Archives of Internal Medicine*, 159 (22), 1999, p. 2730-2736.

43. J.M. Marrazzo, L.A. Koutsky, K.L. Stine *et al.*, « Genital human papillomavirus infection in women who have sex with women », *The Journal of Infectious Diseases*,178(6), 1998, p. 1604-1609.

44. S.D. Cochran et V.M. Mays, « Disclosure of sexual preference to physicians by black lesbian and bisexual women », *The Western Journal of Medicine*, 149(5), 1998, p. 616-619.

45. E.J. Rankow et I. Tessaro, « Cervical cancer risk and Papanicolaou screening in a sample of lesbian and bisexual women », *Journal of Family Practice*, 47(2), 1998, p. 139-143.

Obtenir une seconde opinion – Information sur la santé et Internet

par Cathy Underhill et Larry McKeown

En un peu plus d'une décennie depuis son lancement commercial, Internet a modifié la façon dont les Canadiens procèdent à leurs activités quotidiennes, de la consultation des bulletins météorologiques, des nouvelles et des résultats sportifs aux opérations bancaires et aux paiements des factures. Internet a également changé la manière dont de nombreux Canadiens obtiennent des renseignements sur la santé et, peut-être, leur relation avec les médecins.

En 2005, environ 8,7 millions d'adultes ont utilisé Internet pour rechercher des renseignements médicaux ou liés à la santé et, de ceux qui ont également rendu visite à un médecin de famille cette année-là, plus du tiers ont discuté avec ce dernier de l'information obtenue en ligne.

Fondé sur les résultats de l'Enquête canadienne sur l'utilisation d'Internet (ECUI) (2005), le présent article porte sur l'utilisation d'Internet par les adultes dans le but d'obtenir de l'information sur la santé. L'objectif est de déterminer comment les personnes qui utilisent Internet à cette fin diffèrent des autres utilisateurs d'Internet et des personnes qui ne s'en servent pas du tout. L'ECUI permet aussi de cerner le type de recherche effectuée par les personnes qui souhaitent obtenir de l'information sur la santé.

Qui consulte l'information sur la santé en ligne?

En 2005, environ 16,8 millions de Canadiens de 18 ans et plus (68 %) ont utilisé Internet pour des raisons personnelles non commerciales. Un peu plus de 15 millions d'entre eux (environ 90 %) l'ont fait à leur domicile. Près de 6 utilisateurs d'Internet à domicile sur 10 (58 %) ont utilisé Internet à un moment donné cette année-là pour rechercher de l'information sur la santé.

Les participants à l'ECUI ont été répartis en trois groupes en fonction de leurs habitudes déclarées d'utilisation d'Internet (voir *Les données*). Environ 35 % (8,7 millions) d'entre eux ont été classés dans le groupe des *utilisateurs concernés par la santé*, en ce sens qu'ils ont utilisé Internet à domicile en 2005 pour chercher à obtenir des renseignements sur la santé. À part ce premier groupe, 25 % (6,2 millions) qui ont utilisé Internet à domicile cette année-là, mais pas dans le but d'obtenir de l'information sur la santé, ont été classés dans le groupe des *autres utilisateurs*. Enfin, les 32 % (7,9 millions) qui ont dit ne jamais avoir utilisé Internet pour des raisons personnelles non commerciales, ou qui l'avaient fait dans le passé, mais pas au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête, ont été classés dans le groupe des *non-utilisateurs*. Un groupe résiduel (environ 7 % ou 1,8 million de personnes) qui avaient utilisé Internet en 2005, mais non à domicile, ont été exclus de l'analyse, parce qu'on ne leur avait pas posé de questions précises sur leur utilisation d'Internet.

Les femmes sont plus susceptibles que les hommes de rechercher de l'information sur la santé

Au cours de 2005, la recherche d'information sur la santé en ligne était reliée aux caractéristiques socioéconomiques (tableau 1). Confirmant les résultats d'une étude antérieure[1], l'analyse révèle qu'un nombre proportionnellement plus élevé de femmes que d'hommes faisaient partie du groupe des utilisateurs concernés par la santé.

Alors que l'âge moyen des utilisateurs concernés par la santé et des autres utilisateurs était le même, celui des non-utilisateurs était plus élevé. En outre, les utilisateurs concernés par la santé avaient, en

Tableau 1

Caractéristiques sociodémographiques des utilisateurs d'Internet à domicile et des non-utilisateurs, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005

	Utilisateurs concernés par la santé	Autres utilisateurs	Non-utilisateurs
Âge moyen	41	40	58*
		%	
Femmes	55	45*	51
Mariés	56	50*	55
Titulaires d'un diplôme universitaire	32	24*	7*
Occupés	74	77*	44*
Enfants de moins de 18 ans à la maison	42	44	21*
Vivant en région urbaine	82	79*	69*
Revenu du ménage supérieur à 80 000 $	43	37*	13*

* valeur significativement différente de l'estimation pour les utilisateurs concernés par la santé (p < 0,01)
Source : Enquête canadienne sur l'utilisation d'Internet, 2005.

Tableau 2

Caractéristiques d'utilisation d'Internet des utilisateurs concernés par la santé et des autres utilisateurs, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005

	Utilisateurs concernés par la santé	Autres utilisateurs
Nombre moyen d'activités	10,1	7,4
	%	
Utilisation d'Internet depuis au moins cinq ans	72	59*
Utilisation quotidienne d'Internet	72	56*
Utilisation d'Internet au moins cinq heures par semaine	52	36*
Connexion par câble, par satellite ou à haute vitesse	84	78*
Au moins 10 activités sur Internet	57	31*
Opérations bancaires électroniques	64	50*

* valeur significativement différente de l'estimation pour les utilisateurs concernés par la santé (p < 0,01)
Source : Enquête canadienne sur l'utilisation d'Internet, 2005.

général, atteint un plus haut niveau d'études que les autres utilisateurs et les non-utilisateurs, et ils étaient plus susceptibles de déclarer un revenu du ménage plus élevé.

Différences interprovinciales

Les différences interprovinciales d'utilisation d'Internet pour obtenir de l'information sur la santé sont le reflet de celles observées pour l'utilisation générale d'Internet, le taux étant plus faible au Québec que dans les autres provinces (données non présentées). L'analyse révèle aussi un léger écart entre les régions urbaines et rurales, les habitants des petites villes et des régions rurales étant moins enclins que les citadins d'utiliser Internet pour se renseigner sur la santé (28 % contre 41 %). Cependant, si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs, cette différence entre régions urbaines et rurales disparaît.

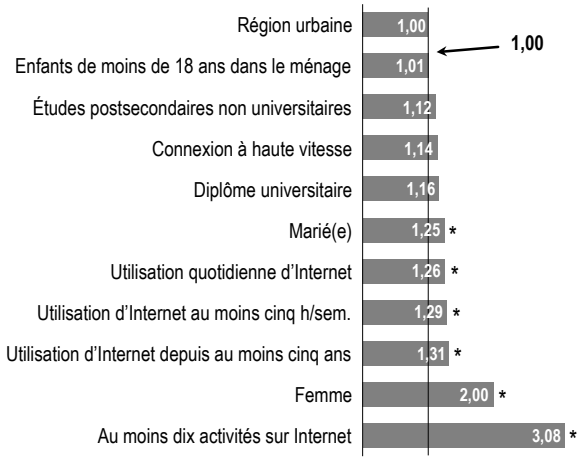
Les utilisateurs concernés par la santé sont plus assidus

Dans l'ensemble, les habitudes d'utilisation d'Internet des utilisateurs concernés par la santé diffèrent de celles des autres utilisateurs (tableau 2). Les premiers étaient plus susceptibles d'utiliser Internet quotidiennement et de passer au moins cinq heures par semaine en ligne. Ils s'adonnaient aussi à un plus grand nombre d'activités en ligne et étaient, toutes proportions gardées, plus nombreux à utiliser Internet depuis au moins cinq ans.

Selon une analyse multivariée à l'aide d'un modèle regroupant certaines variables sociodémographiques et d'utilisation d'Internet, le principal prédicteur du fait qu'un utilisateur d'Internet recherche de l'information sur la santé est le nombre d'activités entreprises en ligne; autrement dit, la cote exprimant la possibilité de rechercher de l'information sur la santé est d'autant plus élevée que l'« ampleur d'utilisation » s'accroît (figure 1). L'ampleur d'utilisation semble témoigner d'un certain degré de maîtrise d'Internet — une personne capable d'accomplir diverses activités sur Internet diffère considérablement d'un novice qui apprend à se servir du courrier électronique[2].

Un certain nombre de facteurs démographiques sont aussi d'importants déterminants du fait qu'un utilisateur d'Internet fasse ou non des recherches d'information sur la santé. La cote exprimant la possibilité d'être un utilisateur concerné par la santé est deux fois plus élevée pour les femmes que pour les hommes. Être marié fait aussi augmenter la cote exprimant la possibilité d'obtenir de l'information

Figure 1
Rapports de cotes reliant certaines caractéristiques sociodémographiques et d'utilisation d'Internet à l'accès en ligne à l'information sur la santé, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005



* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Nota : La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, pour « marié(e) », la catégorie de référence est « non marié(e) ». Le revenu du ménage n'a pas été inclus, à cause de la forte corrélation avec le niveau d'études. L'âge de la personne interrogée a été entré dans le modèle à titre de variable de contrôle continue.

Source : Enquête canadienne sur l'utilisation d'Internet, 2005.

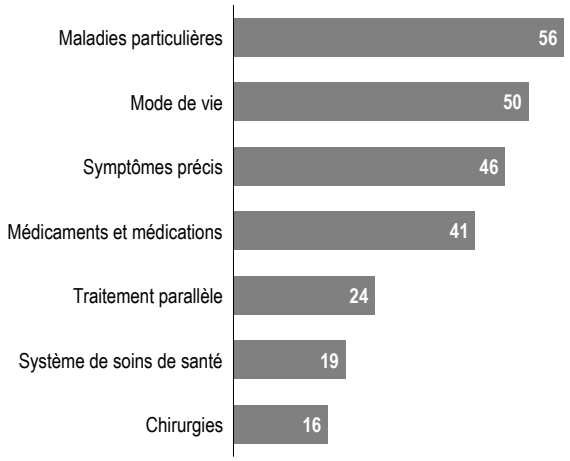
sur la santé en ligne, celle des personnes mariées étant supérieure d'un facteur un et quart à celle des personnes non mariées. La présence d'enfants de moins de 18 ans dans le ménage n'est pas un prédicteur significatif de l'appartenance au groupe des utilisateurs concernés par la santé, résultat qui corrobore ceux d'autres études[3].

Le nombre d'années d'utilisation d'Internet, la fréquence de l'utilisation et l'intensité de l'utilisation sont d'autres prédicteurs importants (voir *Les données*).

Des maladies particulières

Le plus souvent, les utilisateurs concernés par la santé recherchent des renseignements sur des

Figure 2
Pourcentage d'utilisateurs concernés par la santé, selon le type de recherche, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005



Source : Enquête canadienne sur l'utilisation d'Internet, 2005.

maladies particulières, 56 % d'entre eux (près de 5 millions) utilisant Internet dans ce but (figure 2). La moitié des utilisateurs concernés par la santé ont déclaré rechercher en particulier des renseignements sur les facteurs liés au mode de vie, comme le régime alimentaire, la nutrition et l'exercice. Des symptômes précis, les médicaments ou les médications et les traitements parallèles sont d'autres sujets faisant fréquemment l'objet de recherches de renseignements. Un profil comparable des types de recherche a été observé chez les utilisateurs d'Internet américains[4].

Environ les trois quarts des utilisateurs concernés par la santé avaient recherché de l'information sur trois sujets ou moins, tandis que l'autre quart avait fait des recherches dans au moins quatre domaines.

Le genre d'information recherchée par les utilisateurs concernés par la santé varie selon l'âge et le sexe. Toutes proportions gardées, un plus grand nombre de personnes de 18 à 44 ans recherchaient des renseignements sur le mode de vie et le système de soins de santé, tandis qu'un nombre comparativement plus élevé de personnes de 45 ans

Tableau 3

Utilisateurs concernés par la santé, selon l'âge, le sexe et le type de recherche, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005

Type de recherche	18 à 44 ans		45 ans et plus	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
	%		%	
Mode de vie	52	53	44	48
Maladies particulières	49	55*	59	66*
Symptômes précis	48	49	43	43
Médicaments et médications	34	41*	44	48
Système de soins de santé	22	20	19	15*
Traitement parallèle	19	26*	23	27
Chirurgies	15	16	18	17

* valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$)

Source : Enquête canadienne sur l'utilisation d'Internet, 2005.

et plus recherchaient des renseignements sur des maladies particulières et sur des médicaments ou des médications.

Quel que soit l'âge, les femmes concernées par la santé sont plus susceptibles que leurs homologues masculins de rechercher de l'information sur des maladies particulières (tableau 3). Parmi le groupe des 18 à 44 ans, une plus forte proportion de femmes que d'hommes recherchaient des renseignements sur des médicaments ou des médications et sur des traitements parallèles. Chez les 45 ans et plus, les hommes étaient plus susceptibles que les femmes de se renseigner sur le système de soins de santé ou sur la prestation de soins de santé.

Des différences régionales concernant les types de recherche sont évidentes (données non présentées). Ainsi, les utilisateurs concernés par la santé de la région atlantique étaient plus susceptibles de rechercher des renseignements relatifs au mode de vie (58 %) et sur des médicaments ou des médications (46 %) que l'ensemble des utilisateurs concernés par la santé (50 % et 41 %, respectivement). Les habitants de la Colombie-Britannique étaient plus enclins à se renseigner sur les traitements parallèles (28 % contre 24 %). Au Québec, la proportion d'utilisateurs concernés par la santé à la recherche d'information sur des maladies particulières (61 %) était supérieure à la moyenne nationale (56 %). Par contre, dans cette province, la proportion de personnes recherchant

Les données

Le présent article est fondé sur des données provenant de l'Enquête canadienne sur l'utilisation d'Internet (ECUI) de 2005. Réalisée en novembre 2005 auprès de 30 466 résidents du Canada de 18 ans et plus, l'enquête comportait des questions sur l'utilisation d'Internet à des fins personnelles au cours des 12 mois précédents. Le champ d'observation de l'ECUI, qui est réalisée à titre de supplément à l'Enquête sur la population active (EPA), n'inclut pas les résidents des territoires, les détenus des établissements carcéraux, les résidents des réserves indiennes et les membres à temps plein des Forces canadiennes.

Les estimations de population sont fondées sur un coefficient de pondération au niveau de la personne (poids-personne) calculé pour l'ECUI par ajustement du sous-poids utilisé pour l'EPA. Les erreurs-types et les coefficients de variation sont estimés par la méthode du *bootstrap* afin de tenir compte des effets du plan de sondage. On trouve des renseignements plus détaillés sur les définitions, les sources des données et les méthodes sur le site Web de Statistique Canada[5].

On a demandé aux participants à l'ECUI de 2005 : « Avez-vous déjà utilisé Internet à partir de la maison, du travail, de l'école ou de quelque autre endroit à des fins personnelles non commerciales? » À ceux qui ont dit avoir utilisé Internet à la maison pour des raisons personnelles non commerciales, on a demandé des renseignements sur plusieurs utilisations particulières, dont : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous utilisé Internet à votre domicile pour rechercher des renseignements médicaux ou liés à la santé? » Une réponse affirmative menait à une série de questions sur l'utilisation d'Internet pour obtenir des renseignements médicaux ou liés à la santé. Par exemple : « Au cours des 12 derniers mois, quel type de renseignement médical ou lié à la santé avez-vous cherché sur Internet? » Une liste de réponses possibles a été lue aux participants : mode de vie; traitement parallèle; système de soins de santé ou prestation; médicaments ou médications; chirurgies; maladies particulières; analyse de symptômes précis; autre. Puis, on a demandé aux participants à l'enquête s'ils avaient communiqué avec leur médecin de famille au sujet de leur propre santé ou de celle d'un membre de leur famille au cours des 12 derniers mois. À ceux qui l'avaient fait, on a demandé : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous discuté, avec votre médecin de famille ou un omnipraticien, des renseignements médicaux ou liés à la santé obtenus sur Internet? »

Un *utilisateur d'Internet* est une personne qui a utilisé Internet de n'importe quel endroit en 2005 pour des raisons personnelles non commerciales. Un utilisateur à domicile est une personne qui a dit avoir utilisé Internet de son domicile, pour les mêmes raisons.

Les personnes qui ont dit avoir utilisé Internet à domicile pour rechercher des renseignements médicaux ou liés à la santé ont été classées dans le groupe des *utilisateurs concernés par la santé*.

Les *autres utilisateurs* sont les personnes qui ont dit avoir utilisé Internet à la maison, mais n'ont pas recherché de renseignements médicaux ou liés à la santé.

Les personnes qui ont dit n'avoir jamais utilisé Internet pour des raisons personnelles non commerciales, ou qui l'avaient fait auparavant, mais pas au cours des 12 derniers mois, ont été classées dans le groupe des *non-utilisateurs*.

La *durée de l'utilisation d'Internet* a été mesurée en nombre d'années qu'une personne se servait d'Internet.

L'*intensité de l'utilisation d'Internet* a été mesurée en nombre d'heures en ligne par semaine.

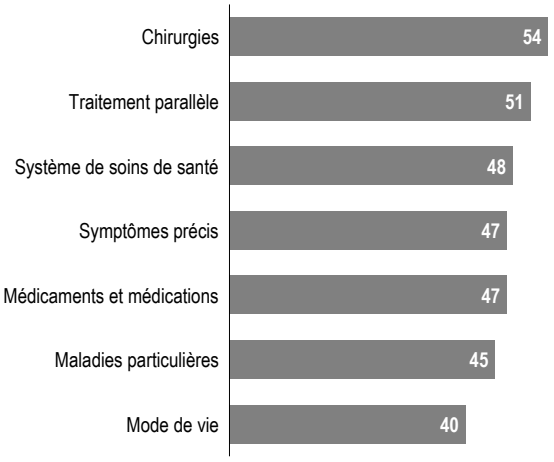
L'*ampleur de l'utilisation d'Internet* a été mesurée par le nombre déclaré d'activités entreprises sur Internet.

des renseignements sur le mode de vie (44 %) était significativement plus faible que la moyenne nationale (50 %).

Une seconde opinion

Plus du tiers (38 %) des utilisateurs concernés par la santé ont déclaré qu'ils avaient discuté des résultats de leurs recherches avec un médecin de famille ou un autre prestateur de soins de santé. Les personnes à la recherche de renseignements sur des interventions chirurgicales étaient particulièrement susceptibles de l'avoir fait (figure 3). En fait, plus de la moitié (54 %) des personnes qui avaient recherché des renseignements sur des interventions chirurgicales et qui avaient communiqué avec un médecin au cours de 2005 ont déclaré qu'elles avaient discuté des résultats de leurs recherches sur Internet avec un médecin de famille ou un autre prestateur de soins de santé.

Figure 3
Pourcentage d'utilisateurs concernés par la santé ayant discuté de l'information sur la santé obtenue sur Internet avec leur médecin de famille, selon le type de recherche, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005



Source : Enquête canadienne sur l'utilisation d'Internet, 2005.

Sommaire

En 2005, plus du tiers des Canadiens adultes ont utilisé Internet pour obtenir de l'information sur la santé. En outre, de ceux qui ont consulté un médecin, plus du tiers ont discuté des résultats de leur recherche sur Internet avec celui-ci.

La présente étude fait ressortir plusieurs points importants. En premier lieu, il faut s'attendre à ce que les recherches de renseignements sur la santé en ligne se multiplient à mesure qu'augmentera le nombre de Canadiens ayant accès à Internet. Toutefois, quel que soit le sujet, l'exactitude et la fiabilité de l'information publiée sur Internet peuvent varier considérablement. Les sources Internet d'information sur la santé vont des comptes rendus personnels de maladie et des groupes de discussion s'adressant aux patients aux outils de prise de décisions cliniques et aux articles de revue à comité de lecture.

En deuxième lieu, la répartition de l'utilisation d'Internet pour obtenir des renseignements sur la santé parmi la population canadienne ne semble pas uniforme. La recherche d'information sur la santé en ligne est un exemple de ce qui a été décrit comme un deuxième niveau de fracture numérique chez les utilisateurs d'Internet[6].

Cathy Underhill (613-951-6023; Cathy.Underhill@statcan.ca) et Larry McKeown (613-951-2582; Larry.Mckeown@statcan.ca) travaillent à la Division des sciences, de l'innovation et de l'information électronique, à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Références

1. H. Dryburgh, *Les temps changent : pourquoi et comment les Canadiens utilisent Internet,* disponible à l'adresse : www.statcan.ca/francais/research/56F0006XIF/56F0006XIF2000001.pdf, Ottawa, 2001 (Statistique Canada, nº 56F0006XIF au catalogue) (document consulté le 2 avril 2007).
2. M.S. Eastin et R. LaRose, « Internet self-efficacy and the psychology of the Digital Divide », *Journal of Computer-Mediated Communication,* 6(1), 2000 [En ligne : http://jcmc.indiana.edu/vol6/issue1/eastin.html] (document consulté le 2 avril 2007).
3. L. McKeown, A. Noce et P. Czerny, « Facteurs associés à l'utilisation de l'Internet : une question de ruralité? », *Bulletin d'analyse — Régions rurales et petites villes du Canada,* 7(3), 2007, p. 1-11 (Statistique Canada, nº 21-006-XIF au catalogue).
4. S. Fox, *Online Health Search 2006,* Washington DC, Pew Internet and American Life Project, 2006 (disponible à l'adresse : http://www.pewinternet.org) (document consulté le 26 juillet 2007).
5. Statistique Canada, *Enquête canadienne sur l'utilisation d'Internet (ECUI),* disponible à l'adresse : http://www.statcan.ca/cgi-bin/imdb/p2SV.pl?Function=getSurvey&SDDS=4432&lang=fr&db=IMDB&dbg=f&adm=8&dis=2.
6. E. Hargittai, « Second-level digital divide: Differences in people's online skills », *First Monday,* 7(4), 2003 [En ligne : http://www.uic.edu/htbin/cgiwrap/bin/ojs/index.php/fm/issue/view/144] (document consulté le 2 avril 2007).

Un algorithme permettant de différencier les diabétiques qui participent à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

Edward Ng, Kaberi Dasgupta et Jeffrey A. Johnson

Résumé

Objectifs

Le présent article décrit un algorithme permettant de classer les participants au cycle 1.1 (2000-2001) de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) selon qu'ils sont atteints de diabète de type 1, de type 2 ou gestationnel.

Source des données

Les données proviennent du module sur les maladies chroniques et du module sur la consommation de médicaments du cycle 1.1 de l'ESCC.

Techniques d'analyse

En tout, 6 361 participants au cycle 1.1 de l'ESCC ont déclaré qu'un professionnel de la santé avait posé chez eux le diagnostic de diabète. L'algorithme de Ng-Dasgupta-Johnson classe les membres de ce groupe dans la catégorie de diabète de type 1, de type 2 ou gestationnel en fonction de leurs réponses aux questions de l'ESCC au sujet du diabète durant la grossesse, de la consommation de médicaments par voie buccale pour contrôler le diabète, de la consommation d'insuline, du moment où a débuté le traitement à l'insuline et de l'âge au diagnostic.

Résultats principaux

L'application d'un algorithme antérieur aux données du cycle 1.1 de l'ESCC produit une répartition 10 %-90 % des cas de diabète de type 1 et de type 2. Par contre, l'algorithme de Ng-Dasgupta-Johnson produit une répartition 5 %-95 %, ce qui n'est pas déraisonnable, étant donné la croissance rapide au Canada de la prévalence de l'obésité, qui est un facteur de risque important de diabète de type 2.

Mots-clés

Maladie chronique, classification, collecte de données, enquêtes sur la santé, insuline

Auteurs

Edward Ng (613-951-5308; Edward.Ng@statcan.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé de Statistique Canada, à Ottawa, Ontario, K1A 0T6; Kaberi Dasgupta travaille à la Division de la médecine interne et de l'épidémiologie à l'Université McGill, à Montréal, Québec; Jeffrey A. Johnson travaille à l'École de santé publique à l'Université de l'Alberta à Calgary, Alberta.

Le diabète est un problème de santé chronique grave caractérisé par une teneur élevée du glucose, qui est le carburant principal de l'organisme, dans le sang. Normalement, le glucose passe de l'appareil circulatoire dans les cellules des tissus sous l'action de l'insuline, une hormone sécrétée par le pancréas. Chez les personnes atteintes de diabète de type 1, l'élévation de la teneur du sang en glucose, c'est-à-dire de la glycémie, est due à une sécrétion insuffisante d'insuline. Chez celles atteintes de diabète de type 2 ou de diabète gestationnel, l'élévation de la glycémie est causée par une résistance à l'action de l'insuline. Bien que le diabète gestationnel disparaisse après l'accouchement, les femmes qui en souffrent courent un risque accru de développer le diabète de type 2 [1].

Une très forte élévation de la glycémie peut provoquer de la fatigue, la déshydratation, voire la mort. Un accroissement plus modéré, mais de plus longue durée peut causer des lésions des vaisseaux sanguins, qui, à leur tour, peuvent entraîner des complications, telles que la cécité, des lésions rénales, une maladie cardiaque ou un accident vasculaire cérébral[2-5]. À cause de ses effets indésirables pour la santé et du fardeau économique connexe qu'il fait peser sur le système de soins de santé[6,7], le diabète représente un important problème de santé publique.

Selon la documentation récente, la prévalence du diabète est à la hausse, non seulement au Canada, mais partout dans le monde[8,9]. Il est probable que cet accroissement soit dû principalement au nombre croissant de personnes atteintes de diabète de type 2[8,9]. La résistance à l'insuline qui mène au diabète de type 2 est le résultat combiné d'un poids corporel excessif, de l'inactivité physique et de facteurs génétiques. Fait révélateur, l'accroissement de la prévalence du diabète de type 2 a eu lieu parallèlement à celui de la prévalence de l'obésité, qui est un facteur de risque.

Étant donné les différences entre les diabètes de type 1 et de type 2 en ce qui concerne les causes, les facteurs de risque associés, les coûts et les stratégies de prévention, il est important, dans le contexte de la surveillance de la santé publique, de pouvoir faire le suivi de leurs prévalences respectives[10]. Des données sur le diabète sont recueillies par Statistique Canada dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). Cette enquête nationale représentative de la population contient des questions au sujet d'une foule de problèmes de santé chroniques et une gamme complète de caractéristiques démographiques, socioéconomiques, de la santé et du mode de vie. Donc, les données de l'ESCC pourraient éventuellement être utilisées pour surveiller la prévalence du diabète au Canada et pour étudier les associations avec les facteurs de risque. Néanmoins, une limitation importante de ces données est due au fait que l'enquête ne contient pas de question directe sur le type de diabète.

Le présent article décrit un nouvel algorithme fondé sur le cycle 1.1 (2000-2001) de l'ESCC et conçu pour distinguer les personnes atteintes de diabète de type 1, de type 2 ou gestationnel.

Questions sur le diabète de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

L'ESCC couvre la population à domicile de 12 ans et plus. Sont exclus du champ d'observation les habitants des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. Le premier cycle (1.1) a été réalisé de septembre 2000 à octobre 2001. Le taux global de réponse au cycle 1.1 était de 85 % et la taille totale de l'échantillon, de 131 535.

Le module sur les maladies chroniques de l'ESCC contient six questions portant spécifiquement sur le diabète :

CCCA_101	Êtes-vous atteint(e) du diabète?
CCCA_102	Quel âge aviez-vous quand ceci a été diagnostiqué pour la première fois?
CCCA_10A	Étiez-vous enceinte quand on a posé le diagnostic de diabète pour la première fois? (Posée aux femmes de 15 ans et plus.)
CCCA_10B	À un moment autre que pendant la grossesse, un professionnel de la santé vous a-t-il déjà dit que vous étiez atteinte du diabète? (Posée aux femmes qui faisaient du diabète durant la grossesse.)
CCCA_10C	Combien de temps après qu'on ait posé le diagnostic de diabète chez vous avez-vous commencé à prendre de l'insuline? Moins d'un mois De 1 mois à moins de 2 mois De 2 mois à moins de 6 mois De 6 mois à moins de 1 an Un an ou plus Jamais
CCCA_105	À l'heure actuelle, prenez-vous de l'insuline pour votre diabète?

En outre, le module sur les médicaments de l'ESCC contient des questions au sujet des médicaments contre le diabète :

Au cours du dernier mois, c'est-à-dire la période commençant (date d'il y a un mois) et se terminant hier, avez-vous pris :

DRGA_1N	... de l'insuline?
DRGA_1O	... des pilules pour contrôler le diabète?

Création d'un algorithme

Afin de créer un algorithme permettant de classer les participants à l'ESCC qui déclarent faire du diabète comme étant des cas de type 1, de type 2 ou gestationnel, il faut comprendre la nature de ces formes de diabète et les différences entre les modalités de traitement. En particulier, les diabètes de type 1 et de type 2 se distinguent non seulement par leur cause, mais aussi par leur traitement.

Les personnes atteintes de diabète de type 1 ne produisent que peu d'insuline voire aucune. Leur pancréas est incapable de sécréter de l'insuline, si bien que celle-ci doit être remplacée. Par conséquent, le traitement du diabète de type 1 nécessite invariablement des injections d'insuline. En général, cette forme de diabète se manifeste durant l'enfance ou l'adolescence[3].

Dans le diabète de type 2, le pancréas continue de sécréter de l'insuline, mais l'organisme acquiert une résistance aux effets de cette dernière qui se traduit par une carence relative en insuline. Dans cette forme de diabète, il est possible de contrôler la glycémie en perdant du poids, en faisant de l'exercice ou en prenant des médicaments par voie buccale, mais la sécrétion d'insuline peut s'altérer au cours du temps et de nombreux patients finissent par devoir être traités à l'insuline[11-13]. La forme de type 2 se manifeste habituellement à l'âge adulte, après 30 ans[12], et devient progressivement plus fréquente à mesure que l'âge augmente. Cependant, les taux de diabète de type 2 chez les enfants et les adolescents sont à la hausse, en grande partie à cause de la prévalence croissante de l'obésité[14,15].

Le diabète gestationnel se manifeste dans 4 % environ des grossesses[16]. Le dépistage du diabète gestationnel d'après les données de l'ESCC est assez simple; le plus grand défi consiste à faire la distinction entre les diabètes de type 1 et 2.

Étant donné la différence d'âge au moment de l'installation de la maladie et du traitement, il est possible de classer les participants à l'ESCC comme étant atteints de diabète de type 1 ou de type 2 d'après leurs réponses aux questions au sujet de ces facteurs. Par exemple, un âge au diagnostic inférieur à 30 ans pourrait être un critère utilisé pour repérer les cas de type 1. En fonction de ce critère, près de 10 % de l'échantillon de l'ESCC ayant déclaré faire du diabète sont classés dans la catégorie de type 1 (n=608), proportion qui concorde avec les données d'études antérieures[3]. Toutefois, les réponses aux questions sur la consommation de médicaments indiquent qu'environ la moitié de ces personnes ont commencé un traitement à l'insuline six mois ou plus après que le diagnostic ait été posé, alors que les personnes atteintes de diabète de type 1 requièrent généralement un traitement à l'insuline dans les six mois qui suivent le diagnostic[17]. Il semble donc que certaines personnes classées dans la catégorie de type 1 en fonction du critère d'âge de 30 ans le seraient incorrectement, possibilité qu'étaye l'âge de plus en plus jeune auquel est diagnostiqué le diabète de type 2[14,15]. En outre, l'utilisation d'insuline ne permet pas de classer définitivement les malades dans la catégorie de type 1 ou de type 2, puisque le traitement à l'insuline n'est pas limité au diabète de type 1. Par conséquent, il est nécessaire de combiner les critères d'âge et de consommation de médicaments pour faire la distinction entre les types 1 et 2.

L'algorithme de Maddigan-Johnson

Un algorithme en vue de classer les participants à l'ESCC comme étant atteints de diabète de type 1 ou de type 2 a été élaboré par Maddigan-Johnson (MJ) en 2006[18]. Cet algorithme (figure 1) s'appuie sur six questions de l'ESCC : 1. fait du diabète; 2. prend de l'insuline; 3. âge au premier diagnostic; 4. moment de l'instauration du traitement à l'insuline; 5. âge du répondant; 6. prise de médicaments par voie buccale.

L'algorithme MJ classe les 6 361 personnes ayant déclaré faire du diabète et qui prenaient des médicaments par voie buccale comme étant de type 2, indépendamment de leur consommation d'insuline. Les diabétiques ne prenant ni médicament par voie buccale ni insuline sont également classés dans cette catégorie. Ceux ne prenant pas de médicament par voie buccale, mais prenant de l'insuline et qui avaient moins de 30 ans au moment du diagnostic ou au moment de l'entrevue de l'enquête, ou qui avaient commencé un traitement à l'insuline dans le mois qui a suivi le diagnostic sont classés dans la catégorie de type 1. Selon

Figure 1
Algorithme de Maddigan-Johnson

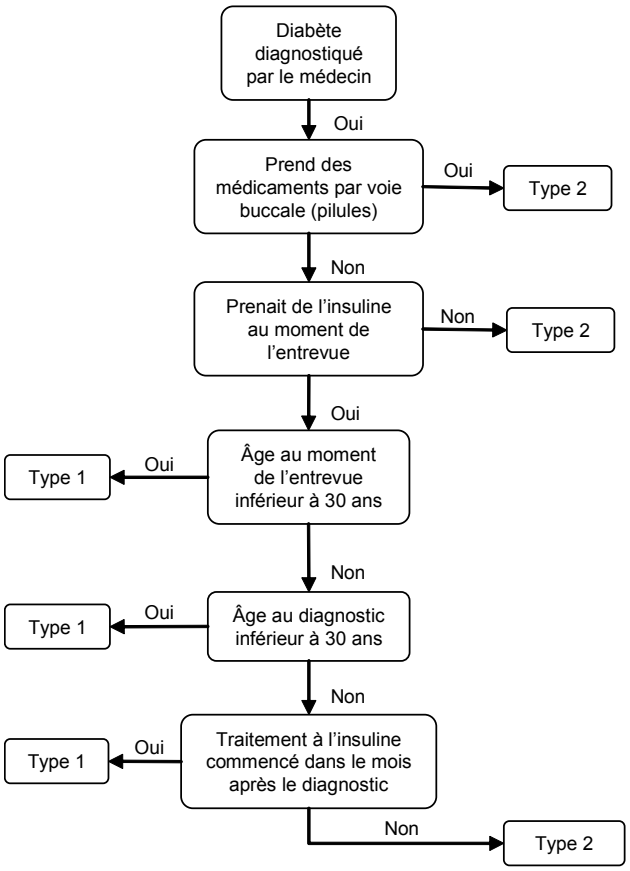
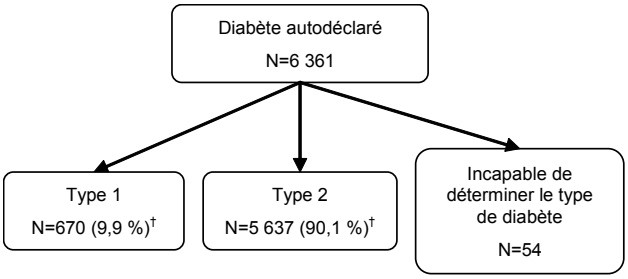


Figure 2
Échantillon d'enquête, échantillon d'analyse et données manquantes pour la population de diabétiques d'après l'algorithme de Maddigan-Johnson



† pourcentage pondéré de la population calculé en se fondant sur les participants à l'enquête qui ont pu être classés comme étant atteints de diabète de type 1 ou de type 2
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

l'algorithme MJ, la répartition type 1-type 2 est de 10 %-90 % (figure 2). Cependant, 54 cas de diabète n'ont pas été classifiés, parce que la personne n'avait répondu à aucune des six questions utilisées dans l'algorithme.

Bien que l'algorithme MJ soit une première étape importante dans la distinction entre les diabètes de type 1 et de type 2, il présente certaines limites. Premièrement, il n'indique pas explicitement comment il convient de traiter l'information manquante (refus, ne sais pas, etc.). Deuxièmement, certaines personnes atteintes de diabète de type 1 pourraient ne pas commencer le traitement à l'insuline dans le mois qui suit le diagnostic si elles répondent dans une certaine mesure aux médicaments pris par voie buccale (quoique toutes ces personnes devront prendre de l'insuline dans les six mois). Enfin, troisièmement, la façon dont les femmes atteintes de diabète gestationnel sont classées par l'algorithme MJ n'est pas claire.

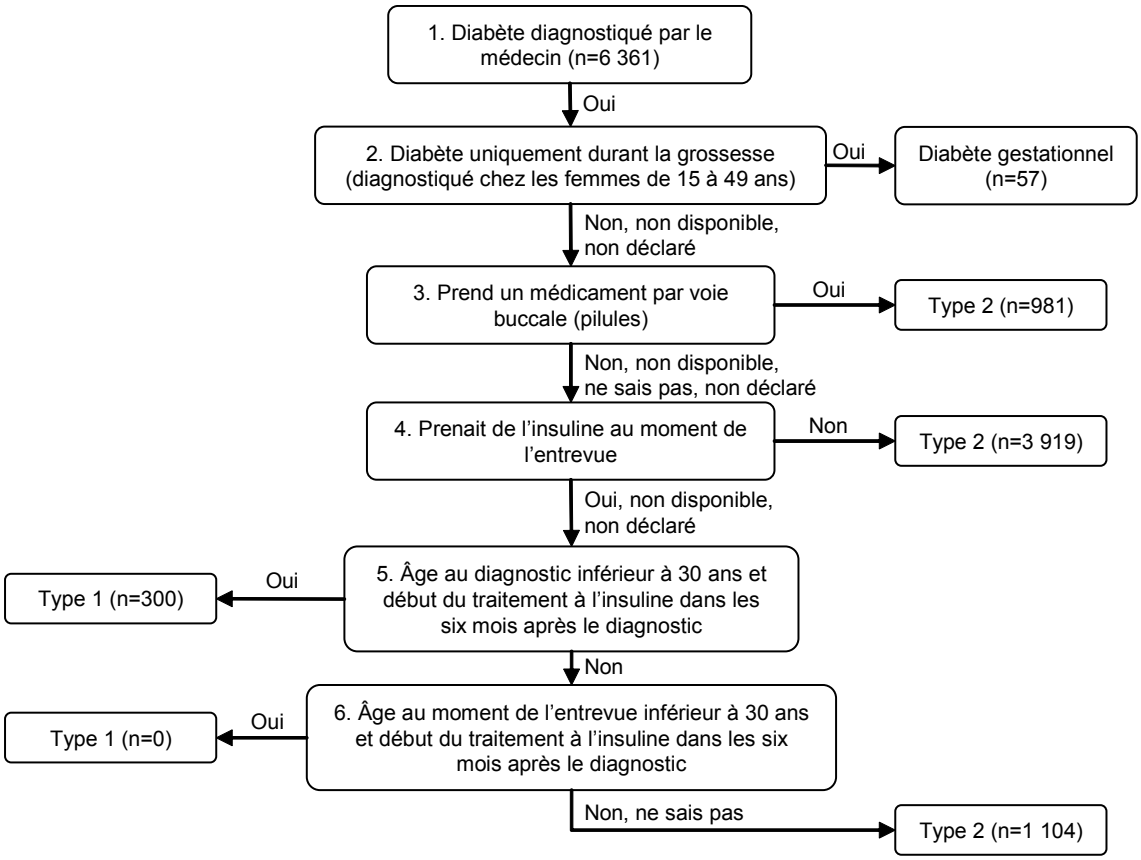
L'algorithme de Ng-Dasgupta-Johnson

L'algorithme proposé par Ng-Dasgupta-Johnson (NDJ) vise à surmonter les limites de l'algorithme MJ. Il rend explicites les décisions concernant le traitement de l'information manquante. Il utilise aussi la question sur le diabète gestationnel du module sur le diabète, dans lequel il est demandé aux femmes qui ont déclaré être diabétiques si elles l'avaient été uniquement durant une grossesse. À celles qui ont répondu affirmativement (c.-à-d. qu'elles ne faisaient que du diabète gestationnel), les autres questions du module sur le diabète n'ont pas été posées et l'intervieweur est passé au module de la maladie chronique suivante, de sorte que l'algorithme MJ ne permet pas de les classifier. Les 54 cas dont le type de diabète est inconnu repérés à l'aide de l'algorithme MJ pourraient tous être des cas de « diabète gestationnel ».

L'algorithme NDJ nécessite sept étapes pour différencier les participants au cycle 1.1 de l'ESCC atteints de diabète de type 1, de type 2 ou gestationnel (figure 3) :

Étape 1 : Population cible : Personnes qui ont répondu « oui » quand on leur a demandé si elles étaient atteintes de diabète (CCCA_101=1)

Figure 3
Algorithme de Ng-Dasgupta-Johnson



Nota : La taille d'échantillon est indiquée entre parenthèses. Dans le cycle 1.1 de l'ESCC, la question au sujet des médicaments pris par voie buccale a été posée uniquement pour le compte de certaines autorités en matière de santé de l'Ontario; donc, 31 187 personnes seulement, soit 24 % de l'échantillon complet, ont répondu à cette question.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

(n=6 361). Ces 6 361 personnes représentent la cohorte de diabétiques. Celles qui ne savaient pas, ont refusé de répondre ou n'ont pas répondu ont été exclues (87).

Étape 2. Diabète gestationnel : Les femmes qui ont déclaré qu'on n'avait posé chez elles le diagnostic de diabète à aucun autre moment que quand elles étaient enceintes (CCCA_10B=2) et dont l'âge au diagnostic était de 15 à 49 ans (tranche d'âge de procréation) ont été considérées comme des cas de diabète gestationnel.
Sélection avancée : Les membres de la cohorte de diabétiques auxquels cette question n'a pas été posée (hommes; femmes de moins de 15 ans), les femmes ayant déclaré qu'on avait posé le diagnostic de diabète durant la grossesse et à un autre moment (« oui » à CCCA_10B), et celles qui n'avaient pas répondu ont progressé à l'étape suivante.

Étape 3. Les personnes qui ont déclaré prendre un médicament par voie buccale (DRGA_1O=1) ont été classées dans la catégorie du diabète de type 2.
Sélection avancée : Les personnes qui ont répondu « non », « sans objet », « ne sais pas » ou « non déclaré » sont passées à l'étape suivante. (La question au sujet des médicaments par voie buccale a été posée à environ 24 % des participants au cycle 1.1, car seulement certaines autorités en matière de santé de l'Ontario ont utilisé cette question.)

Étape 4. Les personnes qui ne prenaient pas d'insuline au moment de l'entrevue (CCCA_105=2) ont

été classées dans la catégorie du diabète de type 2.
Sélection avancée : Les personnes qui ont répondu « oui », « sans objet » ou « ne sais pas » sont passées à l'étape suivante.

Étape 5. Les personnes qui avaient moins de 30 ans et qui avaient commencé à prendre de l'insuline dans les six mois après le diagnostic du diabète ont été classées dans la catégorie du diabète de type 1.
Sélection avancée : Les personnes de 30 ans et plus ou ayant commencé à prendre de l'insuline six mois ou plus après le diagnostic sont passées à l'étape suivante.

Étape 6. Les personnes dont l'âge au moment du diagnostic était inférieur à 30 ans et qui avaient commencé à prendre de l'insuline dans les six mois après le diagnostic ont été classées dans la catégorie du diabète de type 1.
Sélection avancée : Les personnes dont l'âge au diagnostic était égal ou supérieur à 30 ans et qui ont répondu qu'elles ne savaient pas ou ont refusé de répondre à la question, ou qui avaient commencé à prendre de l'insuline plus de six mois après le diagnostic sont passées à l'étape suivante.

Étape 7. Toutes les autres personnes ont été classées dans la catégorie du diabète de type 2, indépendamment du moment où elles avaient commencé à prendre de l'insuline.

L'algorithme MJ s'appuyait sur le moment du début du traitement à l'insuline pour affecter certaines personnes de l'étape 7 à la catégorie de type 1; plus précisément, les personnes qui avaient commencé à prendre de l'insuline dans le mois après le diagnostic. Cependant, environ la moitié de ces personnes avaient 50 ans et plus au moment du diagnostic et sont donc plus susceptibles d'être atteintes de diabète de type 2.

Le tableau 1 contient les noms des variables, leur description et leur code, la taille d'échantillon et la fréquence des variables susmentionnées pour tous les participants à l'ESCC. Le tableau 2 contient les mêmes renseignements pour les personnes qui ont déclaré qu'un professionnel de la santé avait posé chez elles le diagnostic de diabète.

Tableau 1
Information utilisée pour déterminer le type de diabète (type 1, type 2 et gestationnel plus impossible à déterminer), échantillon total, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1 (n=131 535)

			Réponse						
Nom de la variable	Description de la variable		Oui	Autre	Non	Sans objet	Ne sais pas	Refus	Non déclaré
CCCA_101	Atteint(e) de diabète	Code	1	...	2	6	7	8	9
		Échantillon	6 361	...	125 087	...	61	1	25
CCCA_10B	Diagnostic à un autre moment que pendant la grossesse	Code	1	...	2	6	...	...	9
		Échantillon	143	...	58	131 262	...	...	72
DRGA_1O	Pilules utilisées au cours du dernier mois	Code	1	...	2	6	7	...	9
		Échantillon	998	...	30 136	100 348	23	...	30
CCCA_105	Prenait de l'insuline au moment de l'entrevue	Code	1	...	2	6	7	...	9
		Échantillon	1 530	...	4 766	125 145	7	...	87
DHHA_AGE	Âge au moment de l'entrevue	Code	12-102	...	...	...	...	...	...
		Échantillon	131 535	...	...	...	...	...	...
CCCA_102	Âge au diagnostic	Code	0-92	...	...	996	997	998	999
		Échantillon	6 319	...	...	125 087	40	2	87
CCCA_10C	Temps écoulé entre le diagnostic et le commencement du traitement à l'insuline	Code	Moins d'un mois	Autre	Jamais	96	97	...	99
		Échantillon	915	943	4 413	125 145	32	...	87

... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

Tableau 2
Information utilisée pour déterminer le type de diabète (type 1, type 2 et gestationnel plus impossible à déterminer), échantillon de diabétiques, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1 (n=6 361)

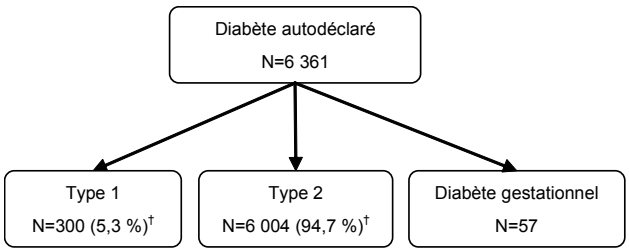
			Réponse						
Nom de la variable	Description de la variable		Oui	Autre	Non	Sans objet	Ne sais pas	Refus	Non déclaré
CCCA_101	Atteint(e) de diabète	Code	1	...	2	6	7	8	9
		Échantillon	6 361	...	...	...	...	...	...
CCCA_10B	Diagnostic à un autre moment que pendant la grossesse	Code	1	...	2	6	...	...	9
		Échantillon	143	...	58	6 134	...	...	26
DRGA_1O	Pilules utilisées au cours du dernier mois	Code	1	...	2	6	7	...	9
		Échantillon	984	...	646	4 729	1	...	1
CCCA_105	Prenait de l'insuline au moment de l'entrevue	Code	1	...	2	6	7	...	9
		Échantillon	1 530	...	4 766	58	7	...	...
DHHA_AGE	Âge au moment de l'entrevue	Code	< 30	...	≥ 30	...	...	...	...
		Échantillon	187	...	6 174	...	...	...	...
CCCA_102	Âge au diagnostic	Code	< 30	...	≥ 30	996	997	998	999
		Échantillon	645	...	5 674	...	40	2	...
CCCA_10C	Temps écoulé entre le diagnostic et le commencement du traitement à l'insuline	Code	Moins d'un mois	Autre	Jamais	96	97	...	99
		Échantillon	915	943	4 413	58	32	...	...

... n'ayant pas lieu de figurer
< inférieur à
≥ supérieur ou égal à
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

Résultats

La principale différence entre les algorithmes MJ et NDJ est la variation des proportions de personnes classées comme étant atteintes de diabète de type 1 ou de type 2. Alors que l'algorithme MJ donne une répartition 10 %-90 %, l'algorithme NDJ donne une répartition 5 %-95 % (figure 4), ce qui n'est pas déraisonnable, étant donné la hausse rapide de la prévalence de l'obésité[19,20] et du diabète de type 2 au Canada et ailleurs dans le monde[2,21].

Figure 4
Échantillon de l'enquête pour la population de diabétiques d'après l'algorithme de Ng-Dasgupta-Johnson



† pourcentage pondéré de la population calculé en se fondant sur les participants à l'enquête qui ont pu être classés comme étant atteints de diabète de type 1 ou de type 2
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

Les caractéristiques des diabétiques de type 1 et de type 2 dépistés à l'aide de l'algorithme NDJ reflètent les variables utilisées pour faire cette classification (tableau 3). Par définition, tous les diabétiques de type 1 prenaient de l'insuline au moment de l'entrevue et avaient reçu le diagnostic quand ils avaient moins de 30 ans. Aucun diabétique de type 1 n'avait pris de médicaments contre le diabète par voie orale au cours du mois qui a précédé l'enquête, tandis que 16 % des personnes classées dans la catégorie de type 2 l'avaient fait. Toutefois, la question concernant ces médicaments n'a pas été posée à 75 % et à 74 % des diabétiques considérés de type 1 et de type 2, respectivement, car elle ne figurait que dans le sous-module optionnel du cycle 1.1 de l'ESCC.

Le moment du début du traitement à l'insuline est utilisé pour faire la distinction entre les types de diabète à la fin de l'algorithme MJ et, pour être considérée comme un cas de type 1, la personne doit avoir commencé le traitement à l'insuline dans le mois après le diagnostic. L'algorithme NDJ utilise

Tableau 3
Caractéristiques des diabètes de type 1 et 2 telles qu'attribuées par l'algorithme de Ng-Dasgupta-Johnson, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1

	Type 1 (n=300)	Type 2 (n=6 004)
	% (non pondéré)	
Est atteint(e) de diabète		
Oui	100	100
Non	0	0
Diagnostiqué à un autre moment que durant la grossesse		
Oui	5	2
Non/sans objet/non déclaré	95	98
Pilules utilisées au cours du dernier mois		
Oui	0	16
Non	25	9
Question non posée	75	74
Prenait de l'insuline au moment de l'entrevue		
Oui	100	20
Non/sans objet/non déclaré	0	80
Âge au moment de l'entrevue		
Moins de 30 ans	37	1
30 ans et plus	63	99
Âge au diagnostic		
Moins de 30 ans	100	5
30 ans et plus/non déclaré	0	95
Temps écoulé entre le diagnostic et le début du traitement à l'insuline		
Moins d'un mois	94	11
De 1 mois à moins de 2 mois	2	1
De 2 mois à moins de 6 mois	4	1
De 6 mois à moins de 1 an	0	2
1 an et plus	0	12
Jamais	0	74
Sans objet/ne sais pas	0	1

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

également cette question, mais porte à six mois l'intervalle entre le moment du diagnostic et celui du début du traitement à l'insuline. Selon cet algorithme, 94 % de cas de type 1 nouvellement attribués avaient commencé à prendre de l'insuline dans le mois après le diagnostic, comparativement à seulement 11 % des cas de type 2 nouvellement attribués. Par conception, aucun cas de type 1 n'avait commencé à prendre de l'insuline plus de six mois après le diagnostic, comparativement à 14 % des cas de type 2.

Environ 5 % des cas de type 2 (308 personnes) repérés à l'aide de l'algorithme NDJ avaient été diagnostiqués quand la personne avait moins de 30 ans; en fait, 81 de ces personnes avaient moins de 16 ans au moment du diagnostic. Il se pourrait donc que ces personnes soient classées incorrectement et qu'elles doivent être considérées comme des cas de type 1. Toutefois, parmi ces 308 diabétiques, 41 prenaient des médicaments contre le diabète par voie orale et 198 des 267 personnes qui restaient ne prenaient pas d'insuline et étaient donc plus susceptibles d'être atteints de diabète de type 2 que de type 1. Parmi les 69 cas restants, 19 seulement avaient été diagnostiqués quand la personne avait moins de 16 ans. Étant donné la hausse récente de la prévalence du diabète de type 2 chez les jeunes adultes et les enfants[14,15], il est raisonnable de s'attendre à ce nombre de personnes jeunes parmi celles classées dans la catégorie du diabète de type 2. Par conséquent, le problème de classification incorrecte, à supposer qu'il y en ait un, n'est pas grave.

Outre la distinction entre les types 1 et 2, d'autres formes de diabète ont été reconnues. Comme nous l'avons mentionné plus haut, l'algorithme NDJ tient compte de la prévalence croissante du diabète de type MODY (*maturity onset diabetes of the young*), qui est une forme de diabète de type 2 qui se manifeste chez les jeunes. D'autres nouvelles formes comprennent le « diabète de type 1 à marche lente chez l'adulte » (LADA, pour *latent autoimmune diabetes of adulthood*) et le « diabète de type 1 à marche lente chez les jeunes » (LADY, pour *latent autoimmune diabetes in youth*)[22]. Cependant, la prévalence de ces deux dernières maladies serait négligeable dans les données de surveillance à l'échelle de la population que fournit l'ESCC.

Une critique éventuelle de l'algorithme NDJ est que la question au sujet des médicaments pris par voie orale (étape 3) n'a été posée qu'à 24 % des participants au cycle 1.1. Toutefois, la question sur la consommation de pilules pour contrôler le diabète ne fait plus partie du contenu optionnel et a été posée à toutes les personnes qui ont déclaré être diabétiques au cours des cycles 3.1 et 4.1. L'application de l'algorithme NDJ aux données du cycle 3.1 a produit des estimations de la prévalence des diabètes de type 1 et de type 2 comparables à celles calculées d'après les données du cycle 1.1.

Le nombre de participants à l'ESCC déclarant être atteints de diabète diagnostiqué par un médecin est passé de 6 361 en 2000-2001 (ESCC 1.1) à 8 200 en 2005 (ESCC 3.1); les estimations pondérées correspondantes du nombre de personnes diabétiques sont passées de 1 064 000 à 1 325 000. La distribution de ces cas selon le type de diabète au cours de la période a peu varié, la proportion considérée comme étant de type 1 fluctuant autour de 4 % à 5 %. Le diabète gestationnel représente systématiquement environ 1 % des cas.

Conclusion

L'algorithme de Ng-Dasgupta-Johnson étoffe l'algorithme de Maddigan-Johnson en essayant de classer les cas de diabète de type 1, de type 2 et gestationnel d'après l'information autodéclarée lors du cycle 1.1 de l'ESCC. Alors que l'algorithme NDJ a été élaboré en utilisant les données du cycle 1.1, il peut être appliqué à d'autres cycles de l'ESCC. Un risque d'erreur de classification existe, mais il est vraisemblablement faible et est éclipsé par les avantages qu'offre la classification de la majorité des diabétiques participant à cette enquête représentative de la population nationale.

Néanmoins, les travaux de développement et de validation de l'algorithme NDJ doivent se poursuivre. Il n'existe aucun critère externe, si bien qu'il est impossible d'établir des mesures de sensibilité et de spécificité. Une méthode éventuelle de validation de l'algorithme consisterait à utiliser les données sur les congés des hôpitaux, plus précisément grâce aux fichiers obtenus récemment par couplage des enregistrements de la base de données de l'ESCC et à ceux d'une version orientée vers la personne de la Base de données sur la morbidité hospitalière de l'ICIS. Cette base de données contient les codes de diagnostic de la CIM-10-CA (E10-E14) qui permettent d'identifier le type de diabète[23,24]. En utilisant les dossiers d'hospitalisation comme « norme par excellence », il serait peut-être possible de déterminer si les participants à l'ESCC considérés comme étant atteints de diabète de type 2 au moyen de l'algorithme NDJ sont classés de la même façon dans les dossiers d'hospitalisation.

Une autre possibilité consisterait à inclure une question au sujet du type de diabète dans l'ESCC proprement dite. Toutefois, certaines personnes pourraient ne pas savoir de quel type de diabète elles sont atteintes; celles présentant la forme de type 2 qui prennent de l'insuline pourraient penser qu'elles sont atteintes de diabète de type 1.

La nouvelle Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS), dont les données seront disponibles en 2010, contient un certain nombre de questions sur le diabète. Il est demandé directement aux participants à cette enquête de quel type de diabète (type 1, type 2 ou gestationnel) ils sont atteints, l'âge au moment du premier diagnostic et les médicaments utilisés. Ils subissent aussi des analyses de sang comportant le dosage de la glycohémoglobine (HbA1c), de la glycémie (à jeun ou au hasard) et de l'insuline à jeun. Les résultats de l'ECMS donneront l'occasion de déterminer si les diabétiques qui participent à l'enquête déclarent correctement le type de diabète dont ils sont atteints. ●

Remerciements

Kaberi Dasgupta est titulaire d'une bourse de nouveau chercheur des IRSC. Jeffrey A. Johnson est un chercheur-boursier de l'Alberta Heritage Foundation for Medical Research et est titulaire d'une chaire de recherche du Canada sur les résultats en matière de santé chez les diabétiques.

Références

1. M.H. Hollander, K.M. Paarlberg et A.J.M Huisje, « Gestational diabetes: Review of the current literature and guidelines », *Obstetrics & Gynecology Survey*, 62(2), 2007, p. 125-135.
2. M.M. Englegau, L.S. Geiss, J.B. Saaddine *et al.*, « The evolving diabetes burden in the United States », *Annals of Internal Medicine,* 140, 2004, p. 945-950.
3. D. Daneman, « Type 1 diabetes », *Lancet*, 367(9513), 2006, p. 847-858.
4. K.A. Murphy, S.K. Connor Gorber et A. O'Dwyer pour le programme de recherche Impact sur la santé de la population (ISP) des maladies au Canada, *Descriptions des états de santé au Canada : Diabètes*, Ottawa, 2005 (Statistique Canada, n° 82-619-MIF2005002 au catalogue).
5. C. Sanmartin et J. Gilmore, « *Usage du tabac et soins pour le diabète : résultats tirés du cycle 3.1 de l'ESCC (2005*) », Ottawa, 2006 (Statistique Canada, n° 82-621-XIF au catalogue).
6. S.H. Simpson, P. Corabian, P. Jacobs et J.A. Johnson, « The cost of major comorbidity in people with diabetes mellitus », *Canadian Medical Association Journal / Journal de l'Association médicale du Canada*, 168(13), 2003, p. 1661-1667.
7. A. Ohinmaa, P. Jacobs, S.H. Simpson et J.A. Johnson, « The projection of prevalence and cost of diabetes in Canada: 2000 to 2016 », *Canadian Journal of Diabetes,* 28(1), 2004, p. 116-123.
8. S. Wild, G. Roglic, A. Green *et al.,* « Global prevalence of diabetes: estimates for the year 2000 and projections for 2030 », *Diabetes Care*, 27(5), 2004, p. 1047-1053.
9. « Epidemiological trends of diabetes in Alberta » (chapitre 2), dans J.A. Johnson et S.U. Vermeulen, A*lberta Diabetes Atlas 2007,* Edmonton, Institute of Health Economics, 2007, p. 11-24.
10. J.A. Johnson, S.L. Pohar et S.R. Majumdar, « Health care use and costs in the decade after identification of type 1 and type 2 diabetes: a population-based study », *Diabetes Care*, 29, 2006, p. 2403-2408.
11. S.B. Harris, J.M. Ekoe, Y. Zdanowicz et S. Webster-Bogaert, « Glycemic control and morbidity in the Canadian primary care setting » (results of the diabetes in Canada evaluation study), *Diabetes Research and Clinical Practice*, 70(1), 2005, p. 90-97.
12. M. Stumvoll, B.J. Goldstein et T.W. van Haeften, « Type 2 diabetes: principles of pathogenesis and therapy », *Lancet*, 365(9467), 2005, p. 1333-1346.
13. J.A Johnson, S.L. Pohar, K. Secnik *et al.*, « Utilization of diabetes medication and cost of testing supplies in Saskatchewan, 2001: A population based study », *BMC Health Services Research*, 6, 2006, p.159.
14. H. Dean, « Type 2 diabetes in youth: a new epidemic », *Advances in Experimental Medicine and Biology*, 498, 2001, p. 1-5.
15. H. Dean, E. Sellers, P. Birk *et al.*, « Children are not small adults », *Canadian Medical Association Journal / Journal de l'Association médicale du Canada*, 168(3), 2003, p. 255-256.
16. D. Dabelea, K.J. Bischoff, J.K. Snell-Bergeon *et al.,* « Increasing prevalence of gestational diabetes mellitus (GDM) over time and by birth cohort », *Diabetes Care*, 28, 2005, p. 579-584.
17. C. Steele, W.A. Hagopian, S. Gitelman *et al.*, « Insulin secretion in type 1 diabetes », *Diabetes*, 53, 2004, p. 426-433.
18. S.L. Maddigan, D.H. Feeny, S.R. Majumdar *et al.*, « Understanding the determinants of health for people with type 2 diabetes », *American Journal of Public Health*, 96(9), 2006, p. 1649-1655.
19. P.T. Katzmarzyk et C.I. Ardern, « Overweight and obesity mortality trends in Canada, 1985-2000 », *Canadian Journal of Public Health / La Revue canadienne de santé publique*, 95(1), 2004, p. 16-20.
20. P.T. Katzmarzyk et C. Mason, « Prevalence of class I, II and III obesity in Canada », *Canadian Medical Association Journal / Journal de l'Association médicale du Canada*, 174(2), 2006, p. 156-157.
21. L.L. Lipscombe et J.E. Hux, « Trends in diabetes prevalence, incidence, and mortality in Ontario, Canada 1995-2005: a population-based study », *Lancet*, 369(9563), 2007, p. 750-756.
22. T.J. Wilkin, « Changing perspectives in diabetes: their impact on its classification », *Diabetologia,* 50(8), 2007, p. 1587-1592.
23. Institut canadien d'information sur la santé, *Final Report: The Canadian Enhancement of ICD-10* [traduction : Rapport final : La version canadienne améliorée de la CIM-10], Ottawa, 2001.
24. H. Quan, V. Sundararajan, P. Halfon *et al.*, « Coding algorithms for defining comorbidities in ICD-9-CM and ICD-10 administrative data », *Medical Care*, 43, 2005, p. 1130-1139.