



Rapports sur la santé

Volume 19, numéro 2

- ☐ [Les corrélats des erreurs de médicament dans les hôpitaux](#)
- ☐ [Comportement sédentaires et obésité](#)
- ☐ [Profil du temps passé devant un écran par les adultes canadiens](#)
- ☐ [Changements dans la prévalence de l'asthme chez les enfants au Canada](#)
- ☐ [Appartenance à la communauté et autoévaluation de l'état de santé](#)
- ☐ [Estimations de l'obésité fondées sur des mesure autodéclarées et sur des mesures directs](#)
- ☐ [Effets des mesures sur l'obésité et la morbidité](#)



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 :

Télécopieur	1-613-951-8116
	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, 6^e 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, fiables 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**.



Statistique Canada
Division de l'information et de la recherche sur la santé

Rapports sur la santé

Volume 19, numéro 2

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.

Juin 2008

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 19, n° 2
ISSN 1209-1375

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 19, n° 2
ISSN 1492-7128

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

This publication is available in English upon request (catalogue no. 82-003-XIE).

Note de reconnaissance

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

Rédactrice en chef
Christine Wright

Rédactrice principale
Mary Sue Devereaux

Rédactrice adjointe
Anne Marie Baxter

Gestionnaire de la production
Robert Pellarin

Services de créativité conceptuelle
Rasha Bradic

Administration
Amber Doy-Yat

Rédacteurs associés

David Buckeridge
Université McGill

Elizabeth Lin
Institut psychiatrique Clarke

Doug Manuel
Institut de recherche en 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 provisoire
- r révisé
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
- E à utiliser avec prudence
- F trop peu fiable pour être publié

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

À propos de *Rapports sur la santé*

Rapports sur la santé fait découvrir des travaux de Recherche sur différents sujets rattachés à la santé des populations et aux services de santé. Chercheurs, décideurs et non-initiés y trouveront un éventail de données analytiques provenant d'enquêtes nationales et provinciales et de bases de données administratives, ainsi que les résultats de travaux comparatifs de recherche en santé à l'échelle internationale. *Rapports sur la santé* permet la mise en commun de renseignements méthodologiques, à l'intention des utilisateurs d'enquêtes sur la santé ou de bases de données administratives. La revue est produite par la Division de l'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, 24^e 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

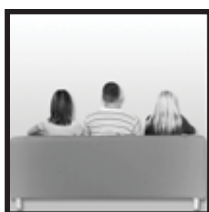
Travaux de recherche



☐ **Les corrélats des erreurs de médicament dans les hôpitaux..... 7**

par Kathryn Wilkins et Margot Shields

En 2005, près du cinquième des infirmières et infirmiers autorisés en milieu hospitalier ont déclaré que des erreurs de médicament concernant les patients qu'ils soignaient s'étaient produites « occasionnellement » ou « fréquemment » au cours de la dernière année.



☐ **Comportements sédentaires et obésité.....21**

par Margot Shields et Mark S. Tremblay

Environ le quart des hommes et des femmes qui ont déclaré écouter la télévision au moins 21 heures par semaine entraient dans la catégorie des personnes obèses. La prévalence de l'obésité était considérablement plus faible chez les personnes écoutant la télévision, en moyenne, cinq heures ou moins par semaine : 14 % d'hommes et 11 % de femmes.

Santé en bref



☐ **Profil du temps passé devant un écran par les adultes canadiens.....35**

par Margot Shields et Mark S. Tremblay

En 2007, près de trois adultes sur 10 (29 %) ont déclaré passer en moyenne 15 heures ou plus par semaine devant le téléviseur. Environ 15 % des adultes ont indiqué consacrer en moyenne 11 heures ou plus par semaine à l'utilisation de l'ordinateur durant les loisirs.

❑ Changements dans la prévalence de l'asthme chez les enfants au Canada49

par Rochelle Garner et Dafna Kohen

Entre 1994-1995 et 2000-2001, la prévalence de l'asthme chez les enfants canadiens est passée de 11 % à 13 %. En même temps, chez les enfants qui souffrent d'asthme, la proportion qui avaient eu une crise l'année précédente a diminué, pour passer de 51 % à 39 %.



❑ Appartenance à la communauté et autoévaluation de l'état de santé57

par Margot Shields

En 2005, près des deux tiers des Canadiens (64 %) éprouvaient un fort sentiment d'appartenance à la communauté. Le sentiment d'appartenance à la communauté était associé à l'autoévaluation de l'état de santé générale et mentale.



Coup d'œil méthodologique

❑ Estimations de l'obésité fondées sur des mesures autodéclarées et sur des mesures directes.....69

par Margot Shields, Sarah Connor Gorber et Mark S. Tremblay

In 2005, the Canadian Community Health Survey collected both self-reported and measured weight from a subsample of respondents. Females under-reported their weight by an average of 2.5 kg.; males, by 1.8 kg.



❑ Effets des mesures sur l'obésité et la morbidité.....87

par Margot Shields, Sarah Connor Gorber et Mark S. Tremblay

D'après les données autodéclarées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005, une proportion considérable de personnes ayant un poids corporel excessif ont été classées par erreur dans des catégories d'indice de masse corporelle inférieures. Cette erreur de classification a abouti à des associations élevées entre l'embonpoint/l'obésité et la morbidité.



PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Les corrélats des erreurs de médicament dans les hôpitaux

Résumé

Objectif

Le présent article porte sur les liens entre les erreurs de médicament et certains facteurs propres au milieu de travail des infirmières et infirmiers autorisés (IA) en milieu hospitalier au Canada.

Source des données et méthodes

Les données proviennent de l'Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier de 2005; elles ont été pondérées de manière à être représentatives de tous les IA canadiens qui dispensent des soins directs aux patients hospitalisés. On a cherché les corrélats des erreurs de médicament dans le cadre d'analyses bivariées et multivariées. On a utilisé un modèle de régression logistique multiple pour examiner les erreurs de médicament en fonction de l'organisation du travail et du milieu de travail, en neutralisant les effets dus à certains facteurs personnels, dont les suivants : santé générale et santé mentale du personnel infirmier, insatisfaction au travail, niveau de scolarité, nombre d'années d'expérience en soins infirmiers et domaine clinique de l'emploi.

Résultats

Près du cinquième (19 %) des IA en milieu hospitalier ont déclaré que des erreurs de médicament concernant les patients qu'ils soignaient s'étaient produites « occasionnellement » ou « fréquemment » au cours de la dernière année. Dans le modèle multivarié entièrement ajusté, les erreurs de médicament étaient directement proportionnelles à l'habitude de travailler des heures supplémentaires, à la charge de travail excessive, à la perception du manque d'effectifs ou de ressources, au faible soutien de la part des collègues et à l'insécurité d'emploi. Le fait de travailler habituellement un quart de 12 heures, par opposition à des quarts plus courts, était inversement proportionnel aux erreurs de médicament.

Mots-clés

Médication, hôpitaux, soins infirmiers, affectation des ressources, charge de travail, milieu de travail.

Auteurs

Kathryn Wilkins (Kathryn.Wilkins@statcan.ca; 613-951-1769) et Margot Shields (Margot.Shields@statcan.ca; 613-951-4177) travaillent à la Division de l'information et de la recherche sur la santé de Statistique Canada, à Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Kathryn Wilkins et Margot Shields

De plus en plus de témoignages provenant du Canada et d'ailleurs indiquent que, pendant leur séjour à l'hôpital, un nombre appréciable de patients subissent des événements indésirables : erreurs de médicament, chutes, infections nosocomiales et autres « mésaventures médicales »^{1,2}. Selon une étude canadienne récente, les erreurs de médicament se classent au deuxième rang des incidents les plus répandus, derrière les erreurs chirurgicales¹.

La plupart des études concernant les erreurs de médicament reposent sur des données tirées de dossiers cliniques, reconnus pour contenir des renseignements incomplets. En partie par crainte de représailles, très peu d'incidents — probablement uniquement les quelque 5 % qui pourraient constituer un danger de mort — sont consignés dans les dossiers des patients³⁻⁶. L'examen des dossiers cliniques ne permet donc pas d'évaluer la véritable fréquence des erreurs de médicament, ni de cerner les circonstances qui contribuent à ce genre d'erreur.

Les enquêtes sur les erreurs de médicament visent habituellement le personnel infirmier, qui est chargé d'administrer les médicaments aux patients en milieu clinique. En effet, une des caractéristiques essentielles de la formation en soins infirmiers veut que le défaut d'administrer « le bon médicament à la bonne dose, au bon moment, au bon patient et par la bonne voie » soit imputable à l'infirmière, même s'il est dû à l'erreur d'ordonnance d'un médecin, à l'erreur de distribution d'un pharmacien ou à l'incapacité du patient à avaler. L'infirmière est censée clarifier une ordonnance ambiguë, avoir assez de connaissances et d'assurance pour mettre en doute une ordonnance non pertinente, vérifier et contre-vérifier le médicament, le dosage et l'identité du patient, administrer le médicament au bon moment et par la bonne voie et surveiller étroitement le patient.

Depuis quelque temps, toutefois, la littérature révèle qu'on se concentre moins sur l'infirmière comme « cause » des erreurs de médicament pour tenir compte du contexte élargi. On est de plus en plus conscient qu'une interaction complexe de circonstances en milieu clinique, plutôt que la négligence d'une seule personne, contribue au risque d'erreur^{2,7-10}.

Bien que les résultats soient variables, plusieurs études semblent indiquer qu'il existe un lien entre les erreurs de médicament et certains facteurs organisationnels systémiques, soit l'adéquation des effectifs en soins infirmiers, le nombre d'heures travaillées par semaine, les heures supplémentaires, la composition des effectifs (infirmières professionnelles et non réglementées) et d'autres facteurs inhérents au régime de travail^{5,11-13}.

On observe également des liens entre les erreurs de médicament et le stress en milieu de travail clinique. Par exemple, une étude récente menée auprès du personnel infirmier de l'Alberta et de l'Ontario a révélé que des risques pour la sécurité des patients — dont les erreurs de médicament et d'autres événements indésirables — étaient liés à l'épuisement professionnel des infirmières, lequel était lié à l'insuffisance des effectifs, aux mauvaises relations de travail entre les infirmières et les médecins et à d'autres facteurs d'ordre professionnel¹⁴.

Sous le couvert de la confidentialité, le personnel infirmier constitue une excellente source de renseignements sur les erreurs de médicament et sur les conditions qui les occasionnent. Par exemple, d'après une étude américaine dans laquelle on avait demandé à des infirmières de tenir un journal anonyme sur une période de 23 jours, 30 % d'entre elles avaient relevé au moins une erreur de médicament. Les infirmières attribuaient ces erreurs à la lourdeur de la charge de travail, à la complexité des besoins des patients, aux interruptions et au manque de communication entre les fournisseurs de soins de santé^{15,16}.

L'Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier (ENTSPI) de 2005 constitue une abondante source de renseignements fournis anonymement par les infirmières et infirmiers canadiens. Les données de l'ENTSPI ont été recueillies par téléphone, de manière strictement confidentielle. Ces données permettent d'étudier la perception du personnel infirmier à l'égard de la sécurité des patients — en l'occurrence, la fréquence des erreurs de médicament — en fonction de facteurs propres à l'organisation de leur travail et à leurs relations de travail.

L'objectif de la présente étude est d'examiner les liens entre les erreurs de médicament, l'organisation du travail et le milieu de travail en neutralisant l'influence possible des caractéristiques personnelles et des caractéristiques liées à la santé. Le point de vue théorique est inspiré par la documentation sur les déterminants des résultats des soins infirmiers en général et des événements indésirables en particulier^{6,14,17-23}. Le modèle conceptuel repose sur une version modifiée du cadre de travail de Donabedian (structure, processus et résultats)¹⁷.

Le choix des variables d'analyse dépendait des données recueillies dans le cadre de l'ENTSPI. La « structure » était représentée par des variables relatives à l'organisation du travail : l'habitude de travailler des heures supplémentaires (rémunérées ou non), un quart de travail autre que de jour, des quarts de 12 heures, plus de 40 heures par semaine (tous les emplois confondus), l'emploi à temps partiel et le domaine clinique de l'emploi habituel. Les « processus » étaient représentés par des

variables relatives au milieu de travail : les relations de travail infirmières-médecins, la perception de la charge de travail, la perception de l'adéquation des effectifs et des ressources et le stress au travail. Les facteurs de stress au travail étaient le faible soutien de la part des collègues et de la part des superviseurs, l'insécurité d'emploi et les exigences physiques élevées. Les « résultats » étaient les erreurs de médicament déclarées par le personnel infirmier. Dans le cadre de l'analyse multivariée, on a neutralisé les caractéristiques personnelles suivantes : le niveau de formation en soins infirmiers, le nombre d'années d'expérience en soins infirmiers, l'insatisfaction au travail et la santé générale et mentale.

Méthodes

Source des données

Les données qui font l'objet de la présente étude proviennent de l'Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier (ENTSPI), vaste enquête menée par Statistique Canada, en collaboration avec l'Institut canadien d'information sur la santé et Santé Canada, auprès des infirmières et infirmiers canadiens réglementés occupant un emploi (infirmières autorisées, infirmières auxiliaires autorisées et infirmières psychiatriques autorisées)²⁴. L'enquête visait à recueillir auprès du personnel infirmier de toutes les provinces et des territoires des renseignements sur leur milieu de travail, leur charge de travail, leur perception de la qualité des soins aux patients et leur santé physique et mentale. Le contenu de l'enquête a été déterminé sur les conseils d'un comité consultatif d'experts en vue de produire des données pour les besoins d'une analyse axée sur les liens entre le milieu des soins infirmiers et divers résultats observés chez les infirmiers et les patients.

L'échantillon de l'ENTSPI a été prélevé au hasard dans les listes de membres fournies à Statistique Canada par les 26 organismes professionnels et de réglementation provinciaux et territoriaux en matière de soins infirmiers. La collecte des données a eu lieu d'octobre 2005 à janvier 2006. La durée de l'interview téléphonique était d'environ 30 minutes.

Sur les 24 443 infirmières et infirmiers échantillonnés au départ, on a pu en joindre 21 307, dont 1 015 étaient inadmissibles parce qu'ils n'occupaient pas un emploi en soins infirmiers au moment de l'enquête. En outre, 1 616 personnes (7,6 % des 21 307 personnes jointes) ont refusé de participer. On a obtenu des réponses complètes de 18 676 personnes, soit un taux de réponse de 79,8 %. De ce nombre, 4 379 étaient des infirmières et infirmiers autorisés dispensant des soins directs aux patients hospitalisés; l'analyse a porté sur les données pondérées obtenues de ces répondants.

Définitions

L'ENTSPI a recueilli des renseignements sur le risque et la fréquence des *erreurs de médicament* en posant la question suivante : « Les prochaines questions se rapportent à des incidents ayant eu un impact sur vous ou les patients pour lesquels vous étiez responsable. Au cours des 12 derniers mois, à quelle fréquence diriez-vous qu'un patient a reçu une mauvaise médication ou une mauvaise dose? Jamais, rarement, parfois, fréquemment? » On a regroupé les réponses en deux catégories : jamais ou rarement et parfois ou fréquemment.

On a déterminé le *type de soins* dispensés en posant la question suivante : « Travaillez-vous dans un secteur de soins directs ou non directs avec les patients? » Selon leurs réponses, les infirmières ont été classées comme dispensant des soins directs ou indirects; celles qui dispensaient à la fois des soins directs et indirects ont été classées comme dispensant des soins directs.

Dans le cas des infirmières occupant plus d'un emploi en soins infirmiers, on entendait par « emploi principal » celui où elles travaillaient habituellement le plus d'heures par semaine au moment de l'interview. Toutefois, en ce qui concerne les personnes échantillonnées au Yukon, dans les Territoires du Nord-Ouest et au Nunavut, on entendait par emploi principal leur emploi dans le Nord, même s'ils occupaient ailleurs un deuxième emploi où ils travaillaient plus d'heures par année. (Sur les quelque 1 400 infirmières classées comme occupant un emploi dans un territoire du Nord, 30 % n'y offraient que des soins de relève à court terme.)

On a établi le statut *à temps plein* de l'emploi principal en demandant aux répondants s'ils travaillaient à temps plein ou à temps partiel.

On a déterminé le *quart habituel* de l'emploi principal en posant la question suivante : « Travaillez-vous habituellement de jour, de soir ou de nuit? » Les intervieweurs disposaient de quatre catégories de réponse (le jour, en soirée, la nuit, mixte), mais ils ne lisaient aux répondants que les trois premières.

Pour déterminer la durée du quart de travail, on a demandé aux répondants : « Travaillez-vous habituellement des quarts de 8 heures, des quarts de 12 heures, d'autres quarts ou des quarts variés? » À ceux qui répondaient « des quarts variés », on a demandé de préciser le nombre d'heures habituellement travaillées par quart. Les répondants ont été classés comme travaillant un *quart de 12 heures* si leur réponse à la première question était un quart de 12 heures ou si leur réponse à la question suivante indiquait que leur quart habituel était de plus de 12 heures.

On a déterminé les *heures supplémentaires* (heures travaillées en sus des heures normales) dans l'emploi principal en posant les questions suivantes : « Combien d'heures supplémentaires payées travaillez-vous habituellement par semaine? » et « Combien d'heures ou de temps supplémentaires non payés travaillez-vous habituellement par semaine? » Les répondants qui travaillaient habituellement un certain nombre d'heures supplémentaires, rémunérées ou non, ont été définis comme travaillant habituellement des heures supplémentaires.

On a déterminé le *nombre d'emplois occupés* au moment de l'enquête en demandant au répondant s'il consacrait du temps à des emplois en soins infirmiers autres que son emploi principal, ou encore à ses emplois ou à ses entreprises qui n'appartiennent pas au secteur des soins infirmiers.

On a calculé le *total des heures travaillées dans tous les emplois confondus* en additionnant le total des heures travaillées dans l'emploi principal et celui des heures travaillées dans tous les autres emplois.

La *charge de travail excessive* est un indice quantitatif servant à mesurer la perception de la quantité de travail à accomplir dans le temps disponible; des

évaluations antérieures ont montré que sa fiabilité était moyenne (0,56)^{25,26} mais, à l'égard du personnel infirmier canadien, le coefficient alpha de Cronbach pour cette échelle était de 0,79²⁴. On a demandé aux répondants d'indiquer, sur une échelle de cinq points (tout à fait d'accord, 4; d'accord, 3; ni en accord ni en désaccord, 2; en désaccord, 1; entièrement en désaccord, 0) dans quelle mesure ils étaient d'accord avec les cinq énoncés suivants :

- « Je dois souvent arriver tôt ou rester tard pour accomplir toutes mes tâches. »
- « Je dois souvent travailler pendant mes pauses pour compléter ma charge de travail. »
- « Il me semble que j'ai souvent trop de travail pour une personne. »
- « On me donne suffisamment de temps pour exécuter le travail que je suis censé exécuter à mon poste. » (notation inversée)
- « J'ai trop à faire pour tout bien faire. »

On a calculé (sur une échelle de 0 à 20) une note totale pour la charge de travail excessive en additionnant les notes attribuées aux cinq énoncés; plus la note est élevée, plus la charge de travail l'est aussi. On a déterminé des valeurs seuil pour répartir la distribution pondérée des notes en quartiles : premier quartile, moins de 9; deuxième quartile, de 9 à 12; troisième quartile, de 13 à 15; quatrième quartile, plus de 15. Sur un total de 4 379 personnes échantillonnées pour les besoins de l'analyse, 31 n'ont pas fourni de renseignements sur la charge de travail excessive. On a donc créé une variable nominale correspondant aux renseignements manquants afin de maximiser le nombre de dossiers à inclure dans l'analyse multivariée.

L'indice du travail en soins infirmiers est un ensemble de mesures établies pour étudier le milieu des soins infirmiers²⁷. Pour les besoins de la présente étude, on a utilisé deux sous-échelles de cet indice: l'adéquation des effectifs et des ressources et les relations de travail infirmières-médecins. Les statistiques concernant la fiabilité et la validité de ces sous-échelles sont satisfaisantes^{24,28,29}. Les options de réponse étaient notées sur une échelle de Likert à quatre points : tout à fait d'accord (0), quelque peu en accord (1), quelque peu en désaccord (2), fortement en désaccord (3).

La sous-échelle *Adéquation des effectifs et des ressources* repose sur les énoncés suivants :

- « Des services de soutien adéquats me permettent de consacrer du temps à mes patients. »
- « Il y a suffisamment de temps et d'occasions pour discuter des soins aux patients. »
- « L'effectif infirmier est suffisant pour offrir des soins de qualité aux patients. »
- « L'effectif est suffisant pour accomplir le travail. »

On a calculé (sur une échelle de 0 à 12) une note totale en additionnant les notes attribuées aux quatre énoncés; plus la note est élevée, plus les effectifs et les ressources sont perçus comme insuffisants. Pour maximiser le nombre de répondants, on a accepté une réponse « non applicable » ou « non déclaré ». On a calculé une note à partir des énoncés avec réponse, puis on l'a rajustée en fonction de l'énoncé sans réponse²⁴. On a déterminé des valeurs seuil pour répartir la distribution pondérée des notes en quartiles : premier quartile, de 0 à 3; deuxième quartile, de 4 à 5; troisième quartile, de 6 à 8; quatrième quartile, de 9 à 12.

On a utilisé trois énoncés pour mesurer les *relations de travail infirmières-médecins* :

- « Les médecins et le personnel infirmier ont de bonnes relations de travail. »
- « Il y a beaucoup de travail d'équipe entre le personnel infirmier et les médecins. »
- « Il y a une collaboration entre le personnel infirmier et les médecins. »

On a calculé (sur une échelle de 0 à 9) une note totale pour les relations de travail infirmières-médecins en additionnant les notes attribuées aux trois énoncés; plus la note est élevée, plus les relations sont mauvaises. Afin de maximiser le nombre de répondants pour lesquels on a calculé des notes, on a accepté une réponse « non applicable » ou « non déclaré ». On a calculé une note à partir des énoncés avec réponse, puis on l'a rajustée en fonction de l'énoncé sans réponse²⁴. On a réparti la distribution pondérée des notes en quartiles : premier quartile, 0; deuxième quartile, de 1 à 2; troisième quartile, 3; quatrième quartile, de 4 à 9.

On a utilisé deux énoncés pour mesurer le *soutien de la part des collègues* :

- « Vous étiez exposé(e) à l'hostilité ou aux conflits de vos collègues. »
- « Vos collègues facilitaient l'exécution du travail. »

Les options de réponse étaient les suivantes : tout à fait d'accord, d'accord, ni en accord ni en désaccord, en désaccord et entièrement en désaccord. Les répondants ont été classés comme ayant un faible soutien de leurs collègues s'ils indiquaient « tout à fait d'accord » ou « d'accord » en réponse au premier énoncé, ou « en désaccord » ou « entièrement en désaccord » en réponse au deuxième.

On a mesuré le *soutien de la part des superviseurs* à l'aide de l'énoncé suivant : « Votre surveillant facilitait l'exécution du travail ». Les répondants ont été classés comme ayant un faible soutien de leurs superviseurs s'ils indiquaient « en désaccord » ou « entièrement en désaccord ».

Tableau 1
Certaines caractéristiques du personnel infirmier autorisé dispensant des soins directs aux patients hospitalisés, Canada, 2005

	Nombre estimatif	%
Total	143 000	100
Sexe, scolarité, expérience, satisfaction au travail		
Femmes	134 900	94,3
Hommes	8 100	5,7
Nombre moyen d'années d'expérience en soins infirmiers (écart-type)	17,0(10,6)	...
Baccalauréat ou grade plus élevé en soins infirmiers	37 600	26,4
Insatisfaction au travail	18 500	12,9
Santé		
Santé générale passable ou mauvaise	9 300	6,5
Santé mentale passable ou mauvaise	8 100	5,7
Organisation du travail		
Emploi à temps plein	87 000	61,1
Travaille habituellement un quart de jour	45 600	31,9
Travaille habituellement un quart de 12 heures	60 900	45,2
Travaille habituellement des heures supplémentaires (emploi principal)	96 500	68,2
Occupe plus d'un emploi	24 800	17,4
Travaille habituellement 40 heures ou plus par semaine (tous les emplois confondus)	53 000	38,2
Stress au travail		
Faible soutien des collègues	65 800	46,3
Faible soutien des superviseurs	40 600	28,7
Insécurité d'emploi	9 100	6,4
Exigences physiques élevées	110 200	77,7

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

On a mesuré la *sécurité d'emploi* à l'aide de l'énoncé suivant : « Vous aviez une bonne sécurité d'emploi ». Les répondants ont été classés comme ayant une insécurité d'emploi s'ils indiquaient « en désaccord » ou « entièrement en désaccord ».

On a mesuré les *exigences physiques de l'emploi* à l'aide de l'énoncé suivant : « Votre travail exigeait beaucoup d'efforts physiques ». Les répondants ont été classés comme ayant des exigences physiques élevées s'ils indiquaient « d'accord » ou « tout à fait d'accord ».

On a réparti le *nombre d'années d'emploi en soins infirmiers* en deux catégories : cinq ans ou moins, et plus de cinq ans.

On a évalué la *santé générale et mentale* en posant les questions suivantes : « De façon générale, diriez-vous que votre santé est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? » et « De façon générale, diriez-vous que votre santé mentale est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? » On a classé les réponses en deux groupes : excellente, très bonne ou bonne, et passable ou mauvaise.

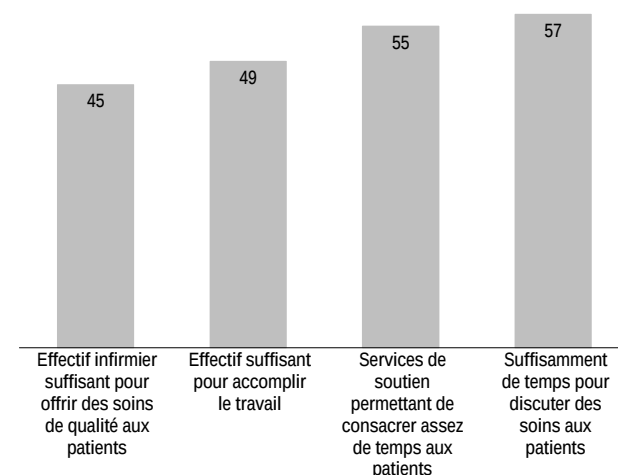
On a évalué l'*insatisfaction au travail* en posant la question suivante : « Dans l'ensemble, dans quelle mesure êtes-vous satisfait de cet emploi? Très satisfait, plutôt satisfait, plutôt insatisfait ou très insatisfait? » Les répondants qui se disaient « plutôt » ou « très » insatisfaits ont été classés comme étant insatisfaits de leur emploi.

Techniques d'analyse

Les données de l'ENTSPI ont été pondérées de manière à être représentatives de tout le personnel infirmier réglementé du Canada. Pour les besoins de l'analyse, on a utilisé les données pondérées des infirmières et infirmiers autorisés occupant un emploi en milieu hospitalier et dispensant des soins directs. On a produit des estimations de la fréquence pour examiner les caractéristiques de la population étudiée et on a utilisé des estimations bivariées pour examiner la probabilité d'erreurs de médicament occasionnelles ou fréquentes en fonction de certaines variables. On a utilisé un modèle de régression logistique pour étudier les erreurs de médicament en fonction de l'organisation du travail

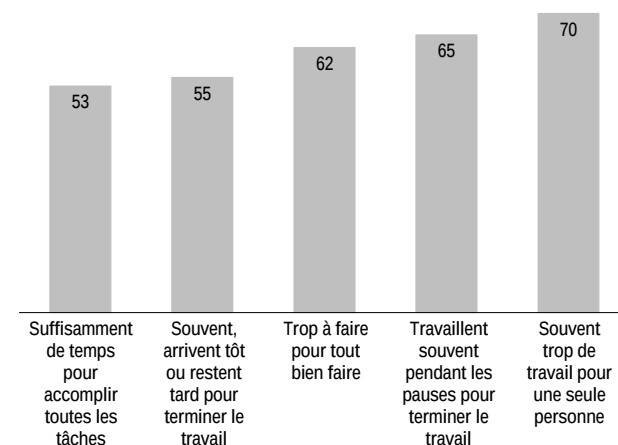
et du milieu de travail, en neutralisant les caractéristiques personnelles et le milieu d'emploi clinique. On a choisi les variables indépendantes à inclure dans le modèle en fonction de la documentation et de l'examen de relations bivariées. Afin de prendre en compte les effets du plan

Figure 1
Pourcentage de personnes d'accord avec les énoncés de la sous-échelle Adéquation des effectifs et des ressources, personnel infirmier autorisé dispensant des soins directs aux patients hospitalisés, Canada, 2005



Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

Figure 2
Pourcentage de personnes d'accord avec les énoncés de l'échelle Charge de travail excessive, personnel infirmier autorisé dispensant des soins directs aux patients hospitalisés, Canada, 2005



Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

d'enquête, on a utilisé la méthode du *bootstrap* pour estimer la variance des estimations, les écarts entre les proportions et les intervalles de confiance relatifs aux rapports de cotes³⁰⁻³².

Résultats

Caractéristiques personnelles

En 2005, 143 000 infirmières et infirmiers autorisés (IA) dispensaient des soins directs aux patients hospitalisés (tableau 1). Ils comptaient en moyenne 17 années d'emploi en soins infirmiers. Un peu plus du quart (26 %) possédaient un baccalauréat (ou un grade plus élevé) en soins infirmiers. Seulement 6 % étaient des hommes.

Les IA en milieu hospitalier étaient en bonne santé. Seuls quelque 6 % ont déclaré que leur santé générale était « passable » ou « mauvaise », et une proportion aussi faible a déclaré un état de santé mentale qui se classait dans ces catégories.

Organisation du travail

Près du quart (23 %) des infirmières et infirmiers d'hôpital travaillaient dans un service de médecine ou de chirurgie (données non présentées). Environ 13 % travaillaient à la maternité ou au service de soins aux nouveau-nés, 11 % en salle d'urgence et 11 % également en salle d'opération ou de réveil. Un peu moins d'un répondant sur dix travaillait dans un service de soins intensifs et 7 % ont déclaré travailler dans plusieurs domaines cliniques. Un répondant sur vingt travaillait dans un service de soins psychiatriques et une proportion semblable travaillait dans un service de soins ambulatoires (soins externes). Le reste était réparti en proportions plus faibles entre les services d'oncologie, de gériatrie, de pédiatrie, de réadaptation et de soins palliatifs.

La majorité (61 %) des infirmières et infirmiers d'hôpital occupaient un emploi à temps plein. La prestation de soins aux patients étant un travail de tous les instants, plus des deux tiers travaillaient habituellement des heures autres que le quart de jour (en soirée, la nuit ou selon un horaire variable). Les quarts de 12 heures étaient courants : c'était le lot de 45 % des personnes interrogées. Plus des deux

Tableau 2

Pourcentage de personnes ayant déclaré des erreurs de médicament occasionnelles ou fréquentes au cours de l'année précédente, selon certaines caractéristiques, personnel infirmier autorisé dispensant des soins directs aux patients hospitalisés, Canada, 2005

	%
Total	19,4
Organisation du travail	
Heures supplémentaires (emploi principal)	
Ne travaille habituellement pas d'heures supplémentaires [†]	13,7
Travaille habituellement des heures supplémentaires	21,8*
Heures de travail par semaine (tous les emplois confondus)	
Travaille habituellement 40 heures et plus par semaine [†]	18,7
Travaille habituellement moins de 40 heures par semaine	20,5
Nombre d'emplois	
Un [†]	20,0
Plus d'un	16,3
Type d'emploi	
À temps plein [†]	20,2
À temps partiel	18,0
Quart de travail habituel	
De jour	20,2
Autre que de jour [†]	19,0
Durée du quart	
Moins de 12 heures [†]	21,7
12 heures	18,1*
Milieu de travail	
Indice Charge de travail excessive	
Premier quartile (charge minimale)	9,0
Deuxième quartile	14,3 [‡]
Troisième quartile	22,1 [‡]
Quatrième quartile (charge maximale)	29,0 [‡]
Sous-échelle Adéquation des effectifs et des ressources	
Premier quartile (très suffisants)	9,2
Deuxième quartile	13,5 [‡]
Troisième quartile	19,8 [‡]
Quatrième quartile (très insuffisants)	31,6 [‡]
Sous-échelle Relations de travail infirmières-médecins	
Premier quartile (très bonnes)	12,1
Deuxième quartile	18,6 [‡]
Troisième quartile	20,2 [‡]
Quatrième quartile (mauvaises)	26,6 [‡]
Stress au travail	
Faible soutien des collègues	24,0*
Soutien élevé des collègues [†]	15,3
Faible soutien des superviseurs	21,1
Soutien élevé des superviseurs [†]	18,7
Faible sécurité d'emploi	31,6*
Sécurité d'emploi élevée [†]	18,5
Exigences physiques élevées	20,0
Exigences physiques faibles [†]	16,8
Caractéristiques personnelles	
Insatisfaction au travail	
Insatisfait	27,9*
Pas insatisfait [†]	18,1
Santé générale	
Bonne, très bonne ou excellente [†]	19,2
Passable ou mauvaise	21,0
Santé mentale	
Bonne, très bonne ou excellente [†]	18,9
Passable ou mauvaise	26,7
Formation en soins infirmiers	
Baccalauréat ou grade plus élevé [†]	20,4
Autre que le baccalauréat	19,1
Nombre d'années d'expérience en soins infirmiers	
Plus de 5 ans [†]	19,8
5 ans ou moins	17,6

[†] catégorie de référence

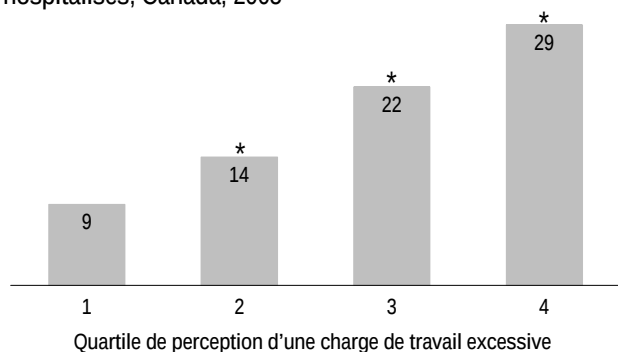
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

[‡] valeur significativement différente de l'estimation pour le quartile précédent ($p < 0,05$)

Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

Figure 3

Pourcentage de personnes ayant déclaré des erreurs de médicament occasionnelles ou fréquentes, par quartile de perception d'une charge de travail excessive, personnel infirmier autorisé dispensant des soins directs aux patients hospitalisés, Canada, 2005

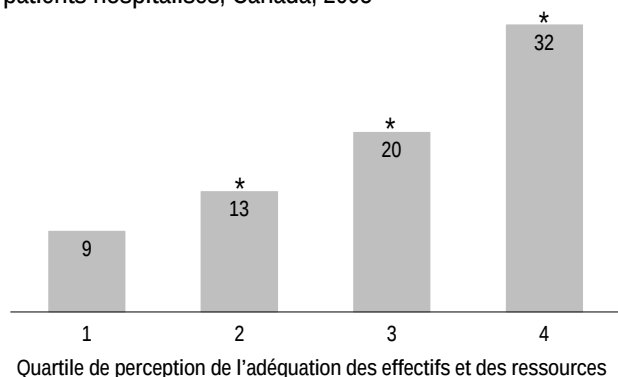


* valeur significativement plus élevée que l'estimation pour le quartile précédent ($p < 0,05$)

Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

Figure 4

Pourcentage de personnes ayant déclaré des erreurs de médicament occasionnelles ou fréquentes, par quartile de perception de l'adéquation des effectifs et des ressources, personnel infirmier autorisé dispensant des soins directs aux patients hospitalisés, Canada, 2005



* valeur significativement plus élevée que l'estimation pour le quartile précédent ($p < 0,05$)

Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

tiers travaillaient habituellement des heures supplémentaires (rémunérées ou non) dans leur emploi principal et plus du tiers (38 %) ont déclaré travailler plus de 40 heures par semaine dans tous les emplois confondus.

Milieu de travail

Si la sous-échelle *Adéquation des effectifs et des ressources* repose sur la note totale de ses quatre éléments, la fréquence des réponses à chacun des énoncés est cependant plus révélatrice. Moins de la moitié des infirmières et infirmiers autorisés d'hôpital étaient d'accord avec les énoncés suivants : « L'effectif infirmier est suffisant pour offrir des soins de qualité aux patients » et « L'effectif est suffisant pour accomplir le travail » (figure 1). À peine plus de la moitié ont déclaré que les services de soutien et le temps pour discuter des soins aux patients étaient suffisants.

Dans des proportions étonnamment élevées, les infirmières et infirmiers d'hôpital affirmaient avoir de bonnes relations de travail avec les médecins. En effet, 89 % étaient d'accord avec l'énoncé suivant : « Il y a une collaboration entre le personnel infirmier et les médecins » (données non présentées). Presque autant (87 %) estimaient que « Les médecins et le personnel infirmier ont de bonnes relations de travail », et 82 % trouvaient que « Il y a beaucoup de travail d'équipe entre le personnel infirmier et les médecins ».

La majorité des personnes interrogées estimaient être surchargées de travail (figure 2). Plus des deux tiers étaient d'accord avec l'énoncé « Il me semble que j'ai souvent trop de travail pour une personne » et 62 %, avec l'énoncé « J'ai trop à faire pour tout bien faire ».

On a évalué les efforts du personnel infirmier pour assumer leur charge de travail à l'aide des énoncés suivants : « Je dois souvent travailler pendant mes pauses pour compléter ma charge de travail » (65 % étaient d'accord) et « Je dois souvent arriver tôt ou rester tard pour accomplir toutes mes tâches » (55 %). Fait assez étonnant, pourtant, plus de la moitié (53 %) étaient d'accord avec l'énoncé suivant : « On me donne suffisamment de temps pour exécuter le travail que je suis censé exécuter à mon poste ».

Les infirmières et infirmiers d'hôpital ont déclaré subir du stress au travail à divers degrés, selon l'agent stressant (tableau 1). Le personnel infirmier des hôpitaux canadiens est hautement syndiqué²⁴, ce qui explique probablement la très forte proportion de

Tableau 3

Rapports de cotes ajustés reliant certaines caractéristiques aux erreurs de médicament occasionnelles ou fréquentes, personnel infirmier autorisé dispensant des soins directs aux patients hospitalisés, Canada, 2005

	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %
Heures supplémentaires (emploi principal)		
Ne travaille pas habituellement d'heures supplémentaires [†]	1,0	...
Travaille habituellement des heures supplémentaires	1,4*	1,0 à 1,8
Heures de travail par semaine (tous les emplois confondus)		
Travaille habituellement 40 heures et plus par semaine [†]	1,0	...
Travaille habituellement moins de 40 heures par semaine	1,0	0,7 à 1,3
Nombre d'emplois		
Un [†]	1,0	...
Plus d'un	0,9	0,6 à 1,2
Type d'emploi		
À temps plein [†]	1,1	0,9 à 1,5
À temps partiel	1,0	...
Quart de travail habituel		
De jour	1,1	0,8 à 1,6
Autre que de jour [†]	1,0	...
Durée du quart		
Moins de 12 heures [†]	1,0	...
12 heures	0,7*	0,5 à 0,9
Indice Charge de travail excessive		
Premier quartile (charge minimale) [†]	1,0	...
Deuxième quartile	1,3	0,8 à 2,1
Troisième quartile	1,7*	1,1 à 2,7
Quatrième quartile (charge maximale)	1,9*	1,2 à 3,0
Sous-échelle Adéquation des effectifs et des ressources		
Premier quartile (très suffisants) [†]	1,0	...
Deuxième quartile	1,2	0,8 à 2,0
Troisième quartile	1,7*	1,1 à 2,7
Quatrième quartile (très insuffisants)	2,7*	1,6 à 4,4
Sous-échelle Relations de travail infirmières-médecins		
Premier quartile (très bonnes) [†]	1,0	...
Deuxième quartile	1,5*	1,0 à 2,1
Troisième quartile	1,5*	1,1 à 2,1
Quatrième quartile (mauvaises)	1,6*	1,1 à 2,3
Stress au travail		
Faible soutien des collègues	1,4*	1,1 à 1,8
Soutien élevé des collègues [†]	1,0	...
Faible soutien des superviseurs	0,9	0,7 à 1,1
Soutien élevé des superviseurs [†]	1,0	...
Faible sécurité d'emploi	1,7*	1,1 à 2,7
Sécurité d'emploi élevée [†]	1,0	...
Exigences physiques élevées	1,1	0,8 à 1,5
Exigences physiques faibles [†]	1,0	...
Insatisfaction au travail		
Insatisfait	1,0	0,7 à 1,5
Pas insatisfait [†]	1,0	...
Santé générale		
Bonne, très bonne ou excellente [†]	1,0	...
Passable ou mauvaise	0,7	0,4 à 1,2
Santé mentale		
Bonne, très bonne ou excellente [†]	1,0	...
Passable ou mauvaise	1,3	0,8 à 2,3
Formation en soins infirmiers		
Baccalauréat ou grade plus élevé [†]	1,1	0,9 à 1,5
Autre que le baccalauréat	1,0	...
Nombre d'années d'expérience en soins infirmiers		
Plus de 5 ans [†]	1,4*	1,0 à 1,9
5 ans ou moins	1,0	...

[†] catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : D'après les données de 3 667 répondants. Les variables correspondant au domaine clinique d'emploi habituel et aux renseignements manquants sur la charge de travail excessive sont comprises dans le modèle; leurs rapports de cotes ne sont pas présentés.

Source : Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier, 2005.

personnes (94 %) ayant déclaré bénéficier d'une bonne sécurité d'emploi. Comme on pouvait s'y attendre, la plupart des personnes interrogées (78 %) estimaient que leur emploi était très exigeant physiquement. Près de trois sur dix (29 %) n'étaient pas d'accord pour dire que leur superviseur « facilitait l'exécution du travail » et un pourcentage encore plus élevé (46 %) estimaient avoir un faible soutien de la part de leurs collègues.

Les corrélats des erreurs de médicament

Près du cinquième (19 %) des infirmières et infirmiers d'hôpital ont affirmé qu'au cours de l'année précédente, des erreurs de médicament concernant les patients qu'ils soignaient étaient survenues « occasionnellement » ou « fréquemment » (tableau 2).

Il existe un lien significatif entre les erreurs de médicament, les heures supplémentaires et la durée du quart de travail. Chez les personnes qui travaillaient habituellement des heures supplémentaires, 22 % ont déclaré des erreurs de médicament, contre 14 % de leurs homologues qui ne travaillaient pas d'heures supplémentaires. Par opposition, chez les personnes qui disaient travailler habituellement des quarts de 12 heures, la probabilité d'erreurs de médicament était légèrement mais significativement *plus faible* que chez celles qui travaillaient des quarts plus courts (18 % contre 22 %). En ce qui concerne les autres facteurs organisationnels étudiés (plus de 40 heures de travail par semaine, emploi à temps plein ou à temps partiel et habitude de travailler des quarts autres que de jour), on n'a observé aucun lien avec les erreurs de médicament.

Les erreurs de médicament étaient liées à la perception d'une « charge de travail excessive » des infirmières et infirmiers. En effet, les données révèlent un gradient entre la probabilité d'erreur et la charge de travail excessive (tableau 2, figure 3). La perception de l'adéquation des effectifs et des ressources était aussi liée à la probabilité d'erreurs de médicament (figure 4).

La qualité des relations de travail entre les infirmières et les médecins était également liée aux erreurs de médicament (tableau 2). Seulement 12 % des IA qui se classaient dans le quartile des meilleures

En quoi cette étude est-elle importante?

- Les erreurs de médicament peuvent s'avérer mortelles, et pourtant elles surviennent relativement souvent dans les hôpitaux.
- La présente étude repose sur le premier échantillon représentatif à l'échelle canadienne des infirmières et infirmiers en milieu hospitalier, qui administrent habituellement les médicaments aux patients.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- D'après des travaux de recherche antérieurs, certains facteurs liés au travail, dont les heures supplémentaires, le stress au travail et le manque d'effectifs, seraient liés à divers événements indésirables en matière de soins aux patients.

Ce qu'apporte l'étude

- L'Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier produit des renseignements fournis confidentiellement par des infirmières et infirmiers et qu'on ne peut obtenir d'autres sources, qu'il s'agisse de dossiers cliniques ou de données administratives.
- La présente étude permet de cerner de nombreux facteurs liés aux erreurs de médicament dans les hôpitaux canadiens : l'habitude de travailler des heures supplémentaires, l'impression d'être surchargé de travail, la perception que les effectifs ou les ressources sont insuffisants, les mauvaises relations entre les infirmières et les médecins, le faible soutien de la part des collègues et l'insécurité d'emploi.

relations de travail ont déclaré des erreurs de médicament. Cette proportion grimpe à 27 % chez ceux du quartile des pires relations de travail.

On observe des liens entre le stress au travail et les erreurs de médicament. Les infirmières et infirmiers qui disaient avoir peu de soutien de la part de leurs collègues étaient proportionnellement plus nombreux (et la proportion était significative) à déclarer des erreurs de médicament que leurs homologues qui avaient plus de soutien. Toutefois, on n'a observé aucun lien significatif avec le soutien

de la part des superviseurs. Il existe cependant un lien significatif entre l'insécurité d'emploi et les erreurs de médicament : 32 % des personnes qui disaient avoir une faible sécurité d'emploi ont déclaré des erreurs de médicament, contre 19 % de celles qui bénéficiaient d'une grande sécurité d'emploi.

On n'observe aucun lien significatif entre la probabilité d'erreurs de médicament et le niveau de formation en soins infirmiers, le nombre d'années d'expérience en soins infirmiers ni l'état de santé général. Les données laissent cependant entrevoir un lien avec la santé mentale : 19 % des IA en milieu hospitalier qui jugeaient leur santé mentale « excellente », « très bonne » ou « bonne » ont déclaré des erreurs de médicament, contre 27 % de ceux qui la qualifiaient de « passable » ou « mauvaise ». Toutefois, en raison de la petite taille de l'échantillon pour la catégorie « passable/mauvaise », l'écart n'atteignait pas le degré de signification statistique ($p=0,075$).

Analyse multivariée

On a effectué une analyse multivariée pour examiner les liens entre les erreurs de médicament et les indicateurs de l'organisation du travail et du milieu de travail, en neutralisant l'influence des caractéristiques des personnes interrogées. Pour ce qui est des facteurs de l'organisation du travail étudiés, les liens avec les erreurs de médicament observés dans le cadre de l'analyse bivariée persistaient à l'égard de l'habitude de travailler des heures supplémentaires (relation positive) et des quarts de travail de 12 heures (relation négative) (tableau 3). En ce qui concerne les facteurs du milieu de travail examinés, des liens statistiquement significatifs avec les erreurs de médicament persistaient à l'égard de l'adéquation des effectifs et des ressources, de la charge de travail excessive, des relations de travail infirmières-médecins, de la sécurité d'emploi et du soutien de la part des collègues. Enfin, le gradient apparent du lien avec les erreurs de médicament persistait à l'égard de l'adéquation des effectifs et des ressources, de la charge de travail excessive et des relations de travail infirmières-médecins.

Discussion

La présente étude, fondée sur un échantillon représentatif des infirmières et infirmiers autorisés qui dispensent des soins directs dans les hôpitaux canadiens, fournit de nouveaux renseignements sur leur perception des erreurs de médicament et de facteurs connexes. Près du cinquième d'entre eux ont déclaré que les patients dont ils prenaient soin au cours de l'année précédente avaient subi occasionnellement ou fréquemment des erreurs de médicament. Compte tenu de la grande taille de l'échantillon ayant servi à l'analyse et du taux de réponse élevé à l'ENTSPI, ces conclusions sont particulièrement probantes.

À l'instar de travaux de recherche antérieurs³³, l'étude révèle un lien entre l'habitude de travailler des heures supplémentaires et les erreurs de médicament. Il s'agit d'une conclusion importante, car il est possible de trouver une solution au problème des heures supplémentaires. En outre, le risque d'influence négative des heures supplémentaires ne se limite pas aux erreurs de médicament : une étude récente des résultats observés chez les patients d'une unité de soins intensifs a révélé des liens entre les heures supplémentaires et divers événements indésirables³⁴.

Si, dans la présente analyse, les heures supplémentaires constituent la seule variable de l'organisation du travail qui est directement proportionnelle aux erreurs de médicament, il est cependant probable que les variables du milieu de travail qui sont liées aux erreurs de médicament (perception d'une charge de travail excessive et manque d'effectifs ou de ressources) découlent également de caractéristiques organisationnelles¹⁴. On peut conclure à une interaction entre les variables relevant de la « structure » et celles relevant du « processus ». De même, le faible soutien de la part des collègues, qui a un lien significatif avec les erreurs de médicament, pourrait résulter du manque d'effectifs. Les infirmières et infirmiers qui travaillent à plein régime pour s'occuper de leurs propres patients risquent de ne pas être en mesure d'aider leurs collègues. L'insécurité d'emploi est un autre agent stressant lié aux erreurs de médicament, mais son incidence globale est inférieure à celle d'autres

facteurs en raison du faible pourcentage de répondants concernés.

Si l'habitude de travailler des heures supplémentaires est liée à une probabilité accrue d'erreurs de médicament, la cote exprimant le risque d'erreur liée aux quarts de travail de 12 heures est pourtant de 30 % moins élevée que dans le cas de quarts plus courts. On peut en déduire que la distinction entre les heures normales (planifiées à l'avance) et les heures imprévues s'avère plus importante que le nombre d'heures travaillées. L'importance du lien favorable — si relatif soit-il — entre les quarts de 12 heures et les erreurs de médicament est soulignée par le fait que 45 % des IA qui dispensent des soins directs dans les hôpitaux canadiens travaillent des quarts de 12 heures.

Les travaux de recherche antérieurs sur la durée des quarts de travail ont produit des résultats variés. Certaines études ont révélé que les quarts d'une durée de 12,5 heures étaient liés à des effets négatifs sur divers aspects de la prestation des soins infirmiers^{11,33,35}. Par contre, d'autres rapportent que la mise en œuvre des quarts de 12 heures se traduit par une amélioration de la communication entre les infirmières et les patients, du suivi des soins et de la satisfaction au travail^{23,36,37}. Comme ces études portaient sur divers indicateurs de la performance et que les stratégies d'échantillonnage et les taux de réponse étaient nettement différents de ceux de l'ENTSPI, il est difficile de comparer les conclusions de l'ENTSPI à celles d'autres travaux de recherche menés à ce jour.

Les liens étroits entre les erreurs de médicament, la perception du manque d'effectifs et de ressources et la charge de travail excessive corroborent les résultats d'autres études^{5,13,14,38}. Si les différences méthodologiques limitent la comparabilité, il n'en demeure pas moins que la cohérence globale des conclusions s'impose.

L'un des avantages d'une recherche fondée sur l'ENTSPI plutôt que sur des données administratives tient au fait que les infirmières et infirmiers étaient probablement moins réticents à déclarer les erreurs de médicament survenues. En outre, l'étude des corrélats des erreurs de médicament s'enrichit de l'ensemble de

renseignements sur les conditions de travail recueillis aux fins de l'ENTSPI.

Limites

L'interprétation des résultats de l'ENTSPI est limitée par la nature transversale des données. Les renseignements ayant été recueillis de manière ponctuelle, il n'est pas possible d'établir la relation temporelle entre les variables dépendantes et indépendantes, ni d'inférer la causalité. En outre, les variables dépendantes et indépendantes reposent sur les autodéclarations du personnel infirmier, dont la plupart étaient subjectives. Les données n'ont pas été validées en fonction de sources objectives. L'exactitude de la déclaration des erreurs de médicament, ainsi que des variables indépendantes comme la fréquence des heures supplémentaires, peuvent avoir été influencées par l'erreur de mémoire. Cette erreur peut également avoir eu une incidence sur l'étroitesse du lien observé entre les variables — par exemple, la corrélation entre la probabilité de déclarer occasionnellement ou fréquemment des erreurs de médicament et celle de déclarer fréquemment des heures supplémentaires¹⁹.

Faute des renseignements nécessaires, il n'était pas possible de prendre en compte certains facteurs pouvant avoir influencé les liens observés avec les erreurs de médicament. Par exemple, on a montré que la composition des effectifs professionnels (le ratio des infirmières autorisées aux infirmières auxiliaires autorisées et au personnel auxiliaire) était liée aux résultats observés chez les patients¹², mais il n'était pas possible d'en tenir compte dans la présente analyse. De même, il n'était pas possible de rajuster les données en fonction de la taille de l'hôpital ou du système d'administration (par exemple, les soins fonctionnels par opposition aux soins primaires)^{26,39}. En outre, on ne disposait pas

de renseignements sur les caractéristiques des patients qui auraient pu influencer la probabilité d'erreurs de médicament.

Les liens entre les variables peuvent avoir été influencés par des écarts entre les périodes de référence des variables indépendantes et de la variable dépendante. Pour les erreurs de médicament, on a demandé quelle en était la fréquence au cours de l'année précédente, mais toutes les autres variables utilisées dans la présente analyse étaient liées au moment de l'interview. Il est possible que des personnes ayant changé d'emploi au cours de l'année aient déclaré des erreurs de médicament survenues dans un contexte sans rapport avec les variables liées à leur emploi courant.

Enfin, la petite taille des échantillons ne permettait pas de déclarer les erreurs de médicament selon le domaine clinique de l'emploi.

Conclusion

De l'avis de nombreux infirmiers et infirmières canadiens, la restructuration des hôpitaux et la réduction du personnel infirmier survenues depuis le début des années 1990 ont eu une incidence importante sur le milieu de travail en soins infirmiers et, par le fait même, sur la qualité des soins aux patients^{14,40-42}. Les résultats de l'ENTSPI font ressortir les liens entre les risques pour les soins aux patients et certains aspects de l'organisation du travail et du milieu de travail des infirmières et infirmiers d'hôpital. L'habitude de travailler des heures supplémentaires, l'impression d'être surchargé de travail, les mauvaises relations entre les infirmières et les médecins, le manque d'effectifs et de ressources ainsi que le faible soutien de la part des collègues étaient liés aux erreurs de médicament. Il reste à souhaiter que la présente étude éclaire des initiatives visant à réduire les risques pour la sécurité des patients dans les hôpitaux canadiens. ●

Références

1. G.R. Baker, P.G. Norton, V. Flintoft *et al.*, « The Canadian Adverse Events Study: the incidence of adverse events among hospital patients in Canada », *Canadian Medical Association Journal*, 170(11), 2004, p. 1678-1686.
2. G. Neale, M. Woloshynowych et C. Vincent, « Exploring the causes of adverse events in NHS hospital practice », *Journal of the Royal Society of Medicine*, 94, 2001, p. 322-330.
3. J. Osborne, K. Blais et J.S. Hayes, « Nurses' perceptions: When is it a medication error? », *The Journal of Nursing Administration*, 29(4), 1999, p. 33-38.
4. L. Leape, T.A. Brennan, N.M. Laird *et al.*, « Incidence of adverse events and negligence in hospitalized patients: Results of the Harvard Medical Practice Study II », *The New England Journal of Medicine*, 324, 1991, p. 377-384.
5. U. Beckmann, I. Baldwin, M. Durie *et al.*, « Problems associated with nursing staff shortage: An analysis of the first 3600 incident reports submitted to the Australian Incident Monitoring Study (AIMS-ICU) », *Anaesthesia and Intensive Care*, 26, 1998, p. 396-400.
6. G. Carlton et M.A. Blegen, « Medication-related errors: A literature review of incidence and antecedents », *Annual Review of Nursing Research*, 24, 2006, p. 19-38.
7. D.M. Berwick, « Continuous improvement as an ideal in health care », *The New England Journal of Medicine*, 320(1), 1989, p. 53-56.
8. J.H. Rex, J.E. Turnbull, S.J. Allen *et al.*, « Systematic root cause analysis of adverse drug events in a tertiary referral hospital », *Joint Commission Journal of Quality Improvement*, 26(10), 2000, p. 563-575.
9. F. Milligan, « Adverse health-care events: Part I. the nature of the problem », *Professional Nurse*, 18(9), 2003, p. 502-505.
10. J. Reason, « Human error: models and management », *British Medical Journal*, 320, 2000, p. 768-770.
11. A.E. Rogers, W.T. Hwang, L.D. Scott *et al.*, « The working hours of hospital staff nurses and patient safety », *Health Affairs*, 23(4), 2004, p. 202-212.
12. L. McGillis Hall, D. Doran et G.H. Pink, « Nurse staffing models, nursing hours, and patient safety outcomes », *The Journal of Nursing Administration*, 34(1), 2004, p. 41-45.
13. G.R. Whitman, Y. Kim, L.F. Davidson *et al.*, « The impact of staffing on patient outcomes across specialty units », *The Journal of Nursing Administration*, 32(12), 2002, p. 633-639.
14. H.K. Spence Laschinger et M.P. Leiter, « The impact of nursing work environments on patient safety outcomes », *The Journal of Nursing Administration*, 36(5), 2006, p. 259-267.
15. M.C. Balas, L.D. Scott et A.E. Rogers, « Frequency and type of errors and near errors reported by critical care nurses », *Canadian Journal of Nursing Research*, 38(2), 2006, p. 24-41.
16. M.C. Balas, L.D. Scott et A.E. Rogers, « The prevalence and nature of errors and near errors reported by hospital staff nurses », *Applied Nursing Research*, 17(4), 2004, p. 224-230.
17. A. Donabedian, « The quality of care. How can it be assessed? », *JAMA*, 260(12), 1988, p. 1743-1748.
18. F. El-Jardali et M. Lagacé, « Making hospital care safer and better: The structure-process connection leading to adverse events », *Health Care Quarterly*, 8(2), 2005, p. 40-48.
19. A. Elfering, N.K. Semmer et S. Grebner, « Work stress and patient safety: observer-rated work stressors as predictors of characteristics of safety-related events reported by young nurses », *Ergonomics*, 49(5-6), 2006, p. 457-469.
20. C.A. Estabrooks, W.K. Midozi, G.G. Cummings *et al.*, « The impact of hospital nursing characteristics on 30-day mortality », *Nursing Research*, 54(2), 2005, p. 74-84.
21. J. Jackson, L.A. Chiarello, R.P. Gaynes *et al.*, « Nurse staffing and healthcare-associated infections. Proceedings from a Working Group Meeting », *Journal of Nursing Administration*, 32(6), 2002, p. 314-322.
22. R.L. Kane, T.A. Shamliyan, C. Mueller *et al.*, « The association of Registered Nurse staffing levels and patient outcomes: Systematic review and meta-analysis », *Medical Care*, 45(12), 2007, p. 1195-1204.
23. P.W. Stone, C. Mooney-Kane, E. Larson *et al.*, « Nurse working conditions and patient safety outcomes », *Medical Care*, 45(6), 2007, p. 571-580.
24. M. Shields et K. Wilkins, « Enquête nationale sur le travail et la santé du personnel infirmier de 2005, résultats », 2006 (Statistique Canada, n° 83-003-XPF au catalogue), Ottawa, Ministre de l'Industrie.
25. T.A. Beehr, J.T. Walsh et T.D. Taber, « Relationship of stress to individually and organizationally valued states: Higher order needs as a moderator », *Journal of Applied Psychology*, 61(1), 1976, p. 41-47.
26. I. Dekker et J. Barling, « Workforce size and work-related role stress », *Work & Stress*, 9(1), 1995, p. 45-54.
27. L.H. Aiken et P.A. Patrician, « Measuring organizational traits of hospitals: The Revised Nursing Work Index », *Nursing Research*, 49(3), 2000, p. 146-153.
28. E. Lake, « Development of the Practice Environment Scale of the Nursing Work Index », *Research in Nursing & Health*, 25, 2002, p. 176-188.
29. C.A. Estabrooks, A.E. Tourangeau, C.K. Humphrey *et al.*, « Measuring the hospital practice environment: A Canadian context », *Research in Nursing & Health*, 25, 2002, p. 256-268.
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, n° 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, August 1999.
33. L.D. Scott, A.E. Rogers, W.T. Hwang *et al.*, « Effects of critical care nurses' work hours on vigilance and patients' safety », *American Journal of Critical Care*, 15(1), 2006, p. 30-37.
34. P.W. Stone, Y. Du, R. Cowell *et al.*, « Comparison of nurse, system and quality patient care outcomes in 8-hour and 12-hour shifts », *Medical Care*, 44(12), 2006, p. 1099-1106.

35. J.M. Fitzpatrick, A.E. While et J.D. Roberts, « Shift work and its impact upon nurse performance: current knowledge and research issues », *Journal of Advanced Nursing*, 29(1), 1999, p. 18-27.
36. C. Bloodworth, A. Lea, S. Lane *et al.*, « Challenging the myth of the 12-hour shift: a pilot evaluation », *Nursing Standard*, 15(29), 2001, p. 33-36.
37. M. Campolo, J. Pugh, L. Thompson *et al.*, « Pioneering the 12-hour shift in Australia—implementation and limitations », *Australian Critical Care*, 11(4), 1998, p. 112-115.
38. J. Sochalski, « Is more better? The relationship between nurse staffing and the quality of nursing care in hospitals », *Medical Care*, 42(2 suppl), 2004, p. II-67-II-73.
39. E.C. Poster et L. Pelletier, « Primary versus functional medication administration: Monitoring and evaluating medication error rates », *Journal of Nursing Quality Assurance*, 2(2), 1988, p. 68-76.
40. B. Keddy, F. Gregor, S. Foster *et al.*, « Theorizing about nurses' work lives: the personal and professional aftermath of living with healthcare 'reform' », *Nursing Inquiry*, 6, 1999, p. 58-64.
41. E.R. Greenglass et R.J. Burke, « Stress and the effects of hospital restructuring in nurses », *Canadian Journal of Nursing Research*, 33(2), 2001, p. 93-108.
42. W. Nicklin et J.E. McVeety, « Canadian nurses' perceptions of patient safety in hospitals », *Canadian Journal of Nursing Leadership*, 15(3), 2002, p. 11-21.

Comportements sédentaires et obésité

Margot Shields et Mark S. Tremblay

Résumé

Objectifs

Le présent article porte sur la relation entre les comportements sédentaires (écoute de la télévision, utilisation d'un ordinateur et lecture) et l'obésité chez les Canadiens adultes de 20 à 64 ans.

Techniques d'analyse

L'analyse est fondée sur des données recueillies auprès de 42 612 participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2007. Des totalisations croisées ont été produites pour comparer la prévalence de l'obésité en fonction du temps consacré à divers comportements sédentaires. Des modèles de régression logistique multiples ont été utilisés pour déterminer si les associations entre les comportements sédentaires et l'obésité étaient indépendantes des effets des variables sociodémographiques, de l'activité physique durant les loisirs et du régime alimentaire.

Résultats

Environ le quart des hommes (25 %) et des femmes (24 %) qui ont déclaré écouter la télévision au moins 21 heures par semaine entraient dans la catégorie des personnes obèses. La prévalence de l'obésité était considérablement plus faible chez les personnes écoutant la télévision, en moyenne, cinq heures ou moins par semaine (14 % d'hommes et 11 % de femmes). Dans des modèles multivariés contenant des variables de contrôle pour l'activité physique durant les loisirs et le régime alimentaire, l'association entre le temps passé à écouter la télévision et l'obésité persistait chez les deux sexes. La cote exprimant le risque d'être obèse était plus élevée chez les hommes et chez les femmes utilisant fréquemment un ordinateur (11 heures ou plus par semaine) que chez ceux et celles ne se servant d'un ordinateur que cinq heures ou moins par semaine. Le temps consacré à la lecture n'était pas associé à l'obésité.

Mots-clés

activité physique durant les loisirs, comportement lié à la santé, indice de masse corporelle, lecture, régime alimentaire, télévision, utilisation d'un ordinateur

Auteurs

Margot Shields (613-951-4177; Margot.Shields@statcan.ca) fait partie de la Division de l'information et de la recherche sur la santé de Statistique Canada; Mark S. Tremblay (613-951-4385; Mark.Tremblay@statcan.ca) fait partie de la Division des mesures physiques de la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario), K1A 0T6 et du Groupe de recherche en vie active et obésité de l'Institut de recherche du Centre hospitalier pour enfants de l'est de l'Ontario, Ottawa (Ontario) K1H 8L1.

Au cours des 25 dernières années, la prévalence de l'obésité a augmenté considérablement chez les personnes de tout âge au Canada^{1,2}. Il est donc essentiel de comprendre les causes de cette tendance afin de mettre sur pied des interventions efficaces à l'échelle de la population.

L'augmentation de l'apport calorique et la diminution de la dépense énergétique paraissent être des déterminants évidents de la prévalence croissante de l'obésité. Cependant, les données empiriques concernant le rôle joué par l'un et l'autre de ces facteurs sont ambiguës. Selon les données d'enquête, la consommation moyenne de calories des Canadiens n'a pas augmenté depuis le début des années 70 et a diminué chez certains groupes de population³. La plupart des données d'enquête sur l'activité physique sont limitées à l'activité physique durant les loisirs, qui a augmenté modestement depuis le milieu des années 80^{4,5}. Toutefois, elle ne représente qu'une petite part de l'activité totale durant l'éveil. Les tendances contre-intuitives de l'apport calorique et de l'activité physique durant les loisirs, et celles observées pour l'obésité soulignent à quel point il est important de dégager et d'examiner d'autres corrélats comportementaux de l'obésité.

L'étude des comportements sédentaires constitue un domaine relativement récent de la recherche sur l'obésité. Selon certains chercheurs, les comportements sédentaires devraient être étudiés en tant que construction distincte de l'activité physique⁶. Jusqu'à présent, le comportement sédentaire qui a été le plus étudié en regard de l'excès de poids a été l'écoute de la télévision. Chez les enfants et les adolescents, la plupart des études révèlent un lien entre le nombre d'heures passées devant un téléviseur et l'embonpoint ou l'obésité⁷⁻²², mais certaines d'entre elles ont produits des résultats non cohérents²³⁻²⁵. Les auteurs d'une revue récente de la littérature concluent que, si le temps passé à regarder la télévision est lié systématiquement à l'embonpoint chez les enfants et les adolescents, l'association est faible et probablement peu pertinente d'un point de vue clinique²⁶. Cependant, cette conclusion a été réfutée par d'autres chercheurs^{17,27}.

Nettement moins d'attention a été accordée aux associations entre l'écoute de la télévision et l'obésité chez les adultes, et les relations avec d'autres comportements sédentaires ont rarement été examinées.

Dans le présent article, nous examinons les associations entre les comportements sédentaires durant les loisirs et l'obésité parmi un grand échantillon de Canadiens adultes de 20 à 64 ans. Les comportements sédentaires étudiés sont l'écoute de la télévision, l'utilisation d'un ordinateur et la lecture. Pour les associations dégagées, un deuxième objectif est de déterminer si elles ont pour médiateurs l'activité physique durant les loisirs et la nutrition (mesurée par la consommation de fruits et de légumes).

Méthodes

Source des données

Les données proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2007, qui est une enquête générale sur la santé réalisée auprès de la population à domicile de 12 ans et plus. Sont exclus du champ d'observation de l'ESCC les habitants des réserves indiennes et de certaines régions éloignées, ainsi que les personnes vivant en

établissement, les membres à temps plein des Forces canadiennes et tous les résidents (militaires et civils) des bases militaires. Les entrevues ont eu lieu de janvier à décembre 2007; 62 % d'entre elles ont été réalisées par téléphone et les 38 % restants, sur place. Le taux de réponse global a été de 78 %, ce qui donne un échantillon de 65 946 personnes. D'autres renseignements sur l'ESCC figurent dans un rapport déjà publié²⁸ et sur le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca).

L'étude porte sur la population de 20 à 64 ans. Comme l'indice de masse corporelle ne se calcule pas pour les femmes enceintes, celles-ci ont été exclues de l'étude. Environ 2 % des enregistrements ont été éliminés parce que les réponses aux questions sur les comportements sédentaires manquaient. Le fichier d'analyse final comptait 42 612 personnes : 19 811 hommes et 22 801 femmes.

Techniques d'analyse

Pour décrire les caractéristiques de la population étudiée, nous avons utilisé des estimations de fréquence calculées à l'aide de données pondérées de manière qu'elles soient représentatives de la population canadienne de 20 à 64 ans en 2007. Pour révéler les associations entre les comportements sédentaires et l'obésité, nous nous sommes appuyés sur des totalisations croisées.

Des modèles de régression logistique nous ont servi à examiner les relations entre les comportements sédentaires et trois résultats, à savoir l'obésité, l'activité physique durant les loisirs et la consommation de fruits et de légumes. Les modèles contenaient des variables de contrôle pour tenir compte des effets de facteurs éventuellement confusionnels (âge, état matrimonial, niveau d'études, revenu du ménage, résidence en région urbaine/rurale et statut d'immigrant). Pour chacun des trois résultats, nous avons ajusté des modèles distincts pour les hommes et pour les femmes, car selon certaines études, les associations entre les comportements sédentaires et ces résultats varient selon le sexe^{22,29}.

Dans un ensemble final de modèles de régression logistique (un pour chaque sexe), nous avons examiné la relation entre l'obésité et les

comportements sédentaires en utilisant l'activité physique durant les loisirs et la consommation de fruits et de légumes comme variables de contrôle. Le but était de voir si ces variables pourraient être des médiateurs des associations entre les comportements sédentaires et l'obésité. L'atténuation de ces associations serait une preuve de médiation.

Toutes les analyses ont été réalisées sur des données pondérées. Pour tenir compte de l'effet du plan de sondage de l'ESCC, les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance à 95 % ont été calculés par la méthode du bootstrap^{30,31}. La signification statistique des écarts entre les estimations a été testée au seuil de signification de 5 % ($p < 0,05$).

Définitions

Durant l'ESCC de 2007, on a posé aux Canadiens adultes des questions sur le temps qu'ils consacraient à trois *comportements sédentaires*. On leur a demandé d'indiquer le nombre d'heures qu'ils avaient passées, durant une semaine typique au cours des trois mois qui ont précédé l'enquête, à écouter la télévision (y compris des bandes vidéo), à utiliser un ordinateur (y compris jouer à des jeux électroniques et utiliser Internet) et à lire. On leur a précisé de déclarer **les heures de loisirs seulement et d'exclure le temps consacré à ces activités au travail ou à l'école**. Pour chaque comportement, les participants à l'enquête ont déclaré le nombre hebdomadaire d'heures en fonction de huit catégories : aucune, moins de 1, 1 à 2, 3 à 5, 6 à 10, 11 à 14, 15 à 20 et plus de 20. Pour les besoins de la présente analyse, ces catégories de réponse ont été regroupées comme il suit : 5 et moins, 6 à 10, 11 à 14, 15 à 20, ou 21 heures et plus pour l'écoute de la télévision. Étant donné les plus petites fréquences d'échantillon dans les catégories supérieures pour l'utilisation d'un ordinateur et la lecture, la catégorie supérieure pour ces comportements a été définie comme étant 11 heures et plus.

L'*indice de masse corporelle* (IMC) est une mesure du poids corrigée en fonction de la taille, que l'on calcule en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Les participants

à l'ESCC dont l'IMC était égal ou supérieur à 30,0 kg/m² ont été classés dans la catégorie des personnes obèses, conformément aux lignes directrices canadiennes³², qui sont en harmonie avec celles de l'Organisation mondiale de la santé³³. L'IMC a été calculé d'après le poids et la taille autodéclarés par les participants à l'enquête.

La *consommation quotidienne de fruits et de légumes* a été évaluée dans le cadre de l'ESCC à l'aide de questions provenant du Behavioral Risk Factor Surveillance System établi aux États-Unis³⁴. On a demandé aux participants à l'enquête à quelle fréquence ils consommaient des fruits, des jus de fruit, de la salade verte, des pommes de terre (sans compter les frites et les croustilles), des carottes et d'autres légumes. En fonction des réponses à ces questions, ils ont été classés comme consommant des fruits et des légumes moins de trois fois, de trois fois à moins de cinq fois, ou cinq fois ou plus par jour.

Pour mesurer l'*activité physique durant les loisirs*, on a demandé aux participants à l'enquête d'indiquer la fréquence et la durée de leur participation à diverses activités au cours des trois mois précédents. Le niveau d'activité physique durant les loisirs a été déterminé d'après la dépense énergétique (DE) totale durant les loisirs. La DE a été calculée d'après la fréquence et la durée déclarées de toutes les activités physiques d'une personne durant les loisirs et la demande d'énergie métabolique (valeurs de l'équivalent métabolique ou MET) de chaque activité, laquelle a été calculée indépendamment³⁵. Le temps consacré à marcher ou à rouler à bicyclette pour se rendre au travail ou à l'école a été inclus dans le calcul. Le nombre de fois qu'une personne a participé à une activité particulière au cours des trois mois qui ont précédé l'enquête a été multiplié par quatre pour obtenir une estimation du nombre annuel, puis la DE moyenne par jour a été calculée de la façon suivante :

$$DE = \sum (N_i * D_i * MET_i / 365 \text{ jours}) \text{ où}$$

N_i = le nombre d'occurrences de l'activité i durant une année,

D_i = durée moyenne en heures de l'activité i ,

MET_i = valeur constante représentant la dépense d'énergie métabolique de l'activité i .

Nous nous sommes fondés sur la somme des dépenses quotidiennes moyennes d'énergie pour toutes les activités d'une personne pour classer les participants à l'enquête dans l'une des catégories suivantes :

- *Personne active* – dépense d'au moins 3 kilocalories par kilogramme de poids corporel par jour; par exemple, marcher une heure par jour ou courir 20 minutes par jour.
- *Personne moyennement active* – dépense de 1,5 à moins de 3 kilocalories par kilogramme de poids corporel par jour; par exemple, marcher de 30 à 60 minutes par jour ou suivre un cours d'exercices d'une heure trois fois par semaine.
- *Personne inactive* – dépense de moins de 1,5 kilocalories par kilogramme de poids corporel par jour; par exemple, marcher moins d'une demi-heure par jour.

En fonction de leur *niveau d'études* le plus élevé, les personnes de 25 à 64 ans ont été groupées en quatre catégories : diplôme d'études postsecondaires, études postsecondaires partielles, diplôme d'études secondaires et études secondaires partielles. Les mêmes catégories ont été utilisées pour le groupe des 20 à 24 ans, mais elles étaient fondées sur le niveau d'études le plus élevé dans le ménage.

Les groupes de *revenu du ménage* ont été déterminés en calculant le rapport du revenu total du ménage en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête au seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada établi en fonction du nombre de personnes dans le ménage, de la taille de la collectivité et de l'année de référence de l'enquête. Ces rapports corrigés de revenu ont été regroupés en quintiles (cinq groupes, contenant chacun un cinquième de la population canadienne).

Les *immigrants* ont été définis comme étant des personnes nées à l'extérieur du Canada et ne possédant pas la citoyenneté canadienne à la naissance. Les immigrants ont été répartis en trois groupes, en fonction du nombre d'années de résidence au Canada, à savoir de 0 à 9 ans, de 10 à 19 ans, et 20 ans et plus.

Pour déterminer les *limitations des activités liées à la santé*, on a demandé aux participants à l'enquête :

Avez-vous de la difficulté à entendre, à voir, à communiquer, à marcher, à monter un escalier, à vous pencher, à apprendre ou à faire d'autres activités semblables? En outre, on leur a posé une série de questions sur les limitations dans diverses circonstances : « Est-ce qu'un état physique ou un état mental ou un problème de santé de longue durée réduit la quantité ou le genre d'activités que vous pouvez faire : à la maison, au travail, à l'école, dans d'autres activités (p. ex., déplacements ou loisirs)? » Les catégories de réponse étaient « souvent », « parfois » ou « jamais ». Les personnes qui ont répondu « souvent » ou « parfois » à au moins l'une des questions ont été considérées comme présentant une *limitation des activités liée à la santé*.

Résultats

Caractéristiques de la population étudiée

L'échantillon total de 42 612 personnes (19 811 hommes et 22 801 femmes) a été pondéré de manière qu'il soit représentatif de 19,6 millions de Canadiens (9,8 millions d'hommes et 9,8 millions de femmes) de 20 à 64 ans. Des trois comportements sédentaires étudiés, le plus répandu était l'écoute de la télévision. Environ le quart des membres de chacun des deux sexes (27 % d'hommes et 24 % de femmes) ont déclaré écouter la télévision pendant 15 heures ou plus par semaine (soit, en moyenne, plus de 2 heures par jour) et 16 % d'hommes et 15 % de femmes ont dit le faire 21 heures ou plus par semaine (soit, en moyenne, au moins 3 heures par jour) (tableau 1). En tout, 18 % d'hommes et 14 % de femmes utilisaient fréquemment un ordinateur (11 heures ou plus par semaine). À peine 9 % d'hommes ont déclaré lire 11 heures ou plus par semaine. La lecture était plus fréquente chez les femmes, dont 15 % ont dit y consacrer 11 heures ou plus par semaine.

Les corrélations entre les comportements sédentaires sont faibles. Chez les hommes, la corrélation entre l'écoute de la télévision et l'utilisation d'un ordinateur était de 0,00, celle entre l'écoute de la télévision et la lecture, de 0,07 et celle entre l'utilisation d'un ordinateur et la lecture, de 0,13. Chez les femmes, les valeurs de corrélation correspondantes étaient 0,08, 0,12 et 0,12.

Tableau 1

Prévalence des comportements sédentaires, de l'obésité, du niveau d'activité physique et de la consommation de fruits et de légumes, selon le sexe, population à domicile de 20 à 64 ans, Canada, 2007

	Hommes		Femmes	
	Intervalle de confiance de 95 %		Intervalle de confiance de 95 %	
	%		%	
Écoute de la télévision (heures par semaine)				
5 ou moins	29,4	28,4 à 30,3	33,0	32,0 à 34,0
6 à 10	28,2	27,1 à 29,2	25,6	24,8 à 26,5
11 à 14	15,9	15,2 à 16,7	17,1	16,3 à 17,8
15 à 20	10,3	9,7 à 10,9	8,9	8,3 à 9,4
21 et plus	16,2	15,4 à 17,0	15,4	14,8 à 16,1
Utilisation d'un ordinateur (heures par semaine)				
5 ou moins	64,0	62,9 à 65,1	71,8	70,8 à 72,7
6 à 10	17,7	16,9 à 18,5	14,7	13,9 à 15,4
11 et plus	18,3	17,5 à 19,1	13,6	12,9 à 14,3
Lecture (heures par semaine)				
5 ou moins	71,1	70,1 à 72,0	62,2	61,3 à 63,2
6 à 10	19,7	18,8 à 20,5	22,7	21,8 à 23,5
11 et plus	9,3	8,7 à 9,9	15,1	14,4 à 15,8
Obésité (indice de masse corporelle ≥ 30 kg/m ²)	18,4	17,6 à 19,2	15,9	15,2 à 16,6
Niveau d'activité physique durant les loisirs [†]				
Actif(ve) (au moins 3 KKJ)	27,7	26,7 à 28,6	23,2	22,4 à 24,1
Moyennement actif(ve) (1,5 à 2,9 KKJ)	25,7	24,8 à 26,7	26,4	25,5 à 27,3
Inactif(ve) (moins de 1,5 KKJ)	46,6	45,5 à 47,7	50,4	49,3 à 51,4
Consommation quotidienne de fruits et de légumes				
Moins de 3 fois	28,7	27,7 à 29,7	17,8	17,1 à 18,6
De 3 à moins de 5 fois	36,5	35,5 à 37,5	32,4	31,5 à 33,4
5 fois et plus	34,8	33,8 à 35,9	49,8	48,8 à 50,7

[†] inclut le temps consacré à se rendre au travail ou à l'école à la marche ou à bicyclette

Nota : KKJ signifie kilocalories par kilogramme par jour.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

La prévalence de l'obésité, calculée d'après les mesures autodéclarées de taille et de poids, était de 18 % chez les hommes et de 16 % chez les femmes. Environ la moitié des hommes (47 %) et des femmes (50 %) entraient dans la catégorie des personnes inactives durant les loisirs. Une consommation peu fréquente de fruits et de légumes (moins de trois fois par jour) a été déclarée par 29 % d'hommes et 18 % de femmes.

Associations avec l'obésité

L'écoute de la télévision est associée à l'obésité chez les deux sexes. Chez les hommes, la prévalence de l'obésité passe de 14 % chez ceux qui écoutent la télévision en moyenne cinq heures ou moins par

Tableau 2

Prévalence de l'obésité selon le sexe et les comportements sédentaires, population à domicile de 20 à 64 ans, Canada, 2007

Comportements sédentaires (heures par semaine)	Obésité (indice de masse corporelle ≥ 30 kg/m ²)			
	Hommes		Femmes	
	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %
Écoute de la télévision				
5 ou moins [†]	13,7	12,3 à 15,0	11,3	10,3 à 12,4
6 à 10	17,3*	15,6 à 18,9	15,4*	14,0 à 16,8
11 à 14	18,7*	16,6 à 20,8	16,2*	14,5 à 18,0
15 à 20	23,5*	20,7 à 26,4	20,6*	18,0 à 23,2
21 et plus	25,0*	23,1 à 27,0	23,6*	21,8 à 25,4
Utilisation d'un ordinateur				
5 ou moins [†]	18,4	17,4 à 19,3	15,3	14,5 à 16,1
6 à 10	19,6	17,3 à 21,9	16,9	14,9 à 18,8
11 et plus	17,2	15,3 à 19,0	18,2*	16,0 à 20,4
Lecture				
5 ou moins [†]	18,3	17,3 à 19,2	15,2	14,2 à 16,1
6 à 10	18,5	16,6 à 20,4	16,3	14,7 à 17,8
11 et plus	18,6	16,2 à 20,9	18,4*	16,7 à 20,1

[†] catégorie de référence

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

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

semaine à 25 % chez ceux qui le font pendant 21 heures ou plus par semaine (tableau 2). Des résultats comparables se dégagent pour les femmes, chez lesquelles la prévalence de l'obésité passe de 11 % pour celles écoutant la télévision cinq heures ou moins par semaine à 24 % pour celles déclarant 21 heures ou plus par semaine. Les associations persistent quand elles sont étudiées dans des modèles multivariés contenant des variables de contrôle pour les effets éventuellement confusionnels de l'âge, de l'état matrimonial, du niveau d'études, du revenu du ménage, de la résidence en région urbaine ou rurale et du statut d'immigrant (tableau 3).

L'analyse bivariée n'a révélé aucune association significative entre l'utilisation d'un ordinateur durant les loisirs et l'obésité chez les hommes. Parmi les femmes, celles utilisant un ordinateur 11 heures ou plus par semaine étaient un peu plus susceptibles d'être obèses que celles ne consacrant en moyenne que cinq heures ou moins à cette activité (18 % contre 15 %). Cependant, l'utilisation d'un ordinateur est plus fréquente chez les personnes jeunes³⁶, lesquelles sont également moins

Tableau 3
Rapports de cotes corrigés reliant les comportements sédentaires à l'obésité, selon le sexe, population à domicile de 20 à 64 ans, Canada, 2007

Comportements sédentaires (heures par semaine)	Obésité (indice de masse corporelle ≥ 30 kg/m ²)			
	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %
Écoute de la télévision				
5 ou moins [†]	1,0	...	1,0	...
6 à 10	1,2*	1,0 à 1,5	1,4*	1,2 à 1,6
11 à 14	1,3*	1,1 à 1,6	1,4*	1,1 à 1,6
15 à 20	1,8*	1,5 à 2,2	1,7*	1,4 à 2,1
21 et plus	1,8*	1,6 à 2,2	1,8*	1,6 à 2,2
Utilisation d'un ordinateur				
5 ou moins [†]	1,0	...	1,0	...
6 à 10	1,2*	1,0 à 1,4	1,3*	1,1 à 1,5
11 et plus	1,2*	1,0 à 1,4	1,3*	1,1 à 1,6
Lecture				
5 ou moins [†]	1,0	...	1,0	...
6 à 10	1,0	0,9 à 1,2	1,0	0,9 à 1,2
11 et plus	1,0	0,9 à 1,2	1,1	0,9 à 1,3

[†] catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Corrigés pour le groupe d'âge, l'état matrimonial, le niveau d'études, le revenu du ménage, la taille de la population du lieu de résidence et le statut d'immigrant. Voir le tableau A en annexe pour les résultats du modèle complet.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

susceptibles d'être obèses. Par conséquent, les modèles multivariés dans lesquels étaient neutralisés les effets de l'âge et d'autres caractéristiques sociodémographiques ont dévoilé des associations plus fortes entre l'utilisation d'un ordinateur et l'obésité. Chez l'un et l'autre sexes, la cote exprimant le risque d'être obèse était plus élevée pour les personnes utilisant un ordinateur au moins six heures par semaine (20 % plus élevée pour les hommes et 30 % plus élevée pour les femmes) que pour celles ne le faisant que cinq heures ou moins.

La lecture n'est pas associée à l'obésité chez les hommes. Chez les femmes, celles ayant déclaré y consacrer 11 heures ou plus par semaine étaient un peu plus susceptibles d'être obèses que celles qui ne lisaient en moyenne que cinq heures ou moins par semaine (18 % contre 15 %). Toutefois, la lecture est plus répandue chez les femmes plus âgées, qui sont également plus susceptibles d'être obèses. Par conséquent, dans le modèle multivarié, l'association

entre l'obésité et le nombre d'heures consacrées à la lecture n'a pas persisté chez les femmes. Puisqu'elle n'était associée à l'obésité ni chez les hommes ni chez les femmes dans l'analyse multivariée, la lecture n'a pas été retenue dans les analyses subséquentes.

Une mauvaise alimentation et un faible niveau d'activité physique sont généralement considérés comme jouant le rôle de médiateurs dans la relation entre l'écoute de la télévision et l'obésité. La présente étude a permis de dégager des associations positives entre le nombre d'heures passées devant un téléviseur et devant un ordinateur, d'une part, et l'activité physique peu fréquente durant les loisirs

Tableau 4
Rapports de cotes corrigés reliant l'écoute de la télévision, l'utilisation d'un ordinateur, le niveau d'activité physique et la consommation de fruits et de légumes à l'obésité, selon le sexe, population à domicile de 20 à 64 ans, Canada, 2007

	Obésité (indice de masse corporelle ≥ 30 kg/m ²)			
	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %
Écoute de la télévision (heures par semaine)				
5 ou moins [†]	1,0	...	1,0	...
6 à 10	1,2*	1,0 à 1,5	1,4*	1,2 à 1,6
11 à 14	1,3*	1,1 à 1,6	1,3*	1,1 à 1,6
15 à 20	1,8*	1,4 à 2,1	1,6*	1,3 à 2,0
21 et plus	1,8*	1,5 à 2,1	1,7*	1,4 à 2,0
Utilisation d'un ordinateur (heures par semaine)				
5 ou moins [†]	1,0	...	1,0	...
6 à 10	1,2*	1,1 à 1,5	1,3*	1,1 à 1,5
11 et plus	1,2*	1,0 à 1,4	1,4*	1,1 à 1,6
Niveau d'activité physique durant les loisirs[†]				
Actif(ve) (au moins 3 KKJ) [†]	1,0	...	1,0	...
Moyennement actif(ve) (1,5 à 2,9 KKJ)	1,2*	1,0 à 1,4	1,5*	1,2 à 1,7
Inactif(ve) (moins de 1,5 KKJ)	1,4*	1,2 à 1,7	2,3*	2,0 à 2,7
Consommation quotidienne de fruits et de légumes				
Moins de 3 fois	1,0	0,9 à 1,3	1,0	0,9 à 1,2
De 3 à moins de 5 fois	1,0	0,9 à 1,2	0,9	0,8 à 1,1
5 fois et plus [†]	1,0	...	1,0	...

[†] catégorie de référence

* inclut le temps consacré à se rendre au travail ou à l'école à la marche ou à bicyclette

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Corrigés pour le groupe d'âge, l'état matrimonial, le niveau d'études, le revenu du ménage, la taille de la population du lieu de résidence, le statut d'immigrant et les variables figurant dans le présent tableau. KKJ signifie kilocalories par kilogramme par jour.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

ainsi que la faible consommation de fruits et de légumes, d'autres part (tableaux B et C en annexe). Néanmoins, les associations entre l'obésité et l'écoute de la télévision demeurent significatives dans les modèles tenant compte des effets de ces variables médiatrices éventuelles, et la diminution des rapports de cotes est minime (tableau 4). L'association entre l'obésité et l'utilisation fréquente d'un ordinateur persiste également pour les membres des deux sexes.

Puisque l'écoute de la télévision et l'utilisation d'un ordinateur peuvent varier au cours de l'année, la saison durant laquelle l'entrevue de l'ESCC a eu lieu a été ajoutée comme variable de contrôle dans les modèles, mais les rapports de cotes reliant l'écoute de la télévision et l'utilisation d'un ordinateur à l'obésité sont restés virtuellement les mêmes que ceux figurant au tableau 4 (données non présentées).

Dans un dernier ensemble de modèles, une variable de contrôle a été ajoutée pour la limitation des activités liée à la santé. De nouveau, les rapports de cotes reliant l'écoute de la télévision et l'utilisation d'un ordinateur à l'obésité sont demeurés essentiellement les mêmes que dans le tableau 4 (données non présentées).

Discussion

Autant que nous sachions, cette étude est la première dont le but est d'examiner les associations entre les comportements sédentaires et l'obésité chez les Canadiens adultes en se fondant sur un ensemble de données représentatives de la population nationale. Les résultats fournissent des preuves convaincantes d'une association positive entre le temps passé à écouter la télévision et l'obésité chez les hommes ainsi que les femmes. L'analyse à l'aide des modèles multivariés révèle de modestes associations entre l'utilisation d'un ordinateur et l'obésité chez les membres des deux sexes, mais ne permet de dégager une association entre la lecture et l'obésité ni chez l'homme ni chez la femme.

La plupart des études antérieures de la relation entre les comportements sédentaires et l'obésité portaient sur les associations entre l'écoute de la télévision et l'excès de poids chez les enfants et les adolescents. Les auteurs de diverses revues de la littérature arrivent à la conclusion que les données d'études transversales ainsi que prospectives réalisées

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- De nombreuses études ont porté sur les associations entre les comportements sédentaires et l'obésité chez les enfants et les adolescents. Les résultats donnent des preuves d'une association positive entre l'écoute de la télévision et l'excès de poids, mais les effets observés sont généralement faibles.
- Les études réalisées chez les adultes sont relativement rares et habituellement fondées sur des enquêtes à petite échelle ou sur des professions ou des sous groupes de population particuliers.

Ce qu'apporte l'étude

- Chez les hommes et les femmes canadiens, la cote exprimant le risque d'être obèse augmente parallèlement au nombre d'heures par semaine passées à écouter la télévision. Les associations entre le temps passé devant un téléviseur et l'obésité sont indépendantes de l'activité physique durant les loisirs et du régime alimentaire.
- Quand les effets de l'âge et d'autres variables confusionnelles éventuelles sont neutralisés, une modeste association est observée entre l'utilisation fréquente d'un ordinateur et l'obésité chez les hommes ainsi que chez les femmes.
- La lecture n'est associée à l'obésité ni chez les hommes ni chez les femmes.

chez les enfants et les jeunes appuient la thèse d'une association positive entre le nombre d'heures d'écoute de la télévision et l'excès de poids, mais que les effets sont généralement faibles^{26,37,38}. Les études des associations entre l'écoute de la télévision et l'obésité chez les adultes sont plutôt rares et habituellement fondées sur des enquêtes à petite échelle ou sur des professions ou des sous-groupes de population particuliers. Néanmoins, les constatations des auteurs de ces études^{9,39-50} concordent généralement avec celles présentées ici.

Les mécanismes avancés le plus fréquemment pour expliquer le lien entre l'écoute de la télévision et l'obésité sont la réduction de l'activité physique durant les loisirs et l'augmentation de l'apport énergétique⁵¹. L'hypothèse est que l'écoute de la télévision supprime l'activité physique et/ou accroît l'apport calorique à cause de la consommation de

collations en réponse aux nombreux signaux transmis par les publicités pour des aliments riches en calories, mais pauvres en contenu nutritionnel⁵²⁻⁵⁴. La présente étude étaye dans une certaine mesure les deux mécanismes. Les hommes et les femmes qui écoutent fréquemment la télévision sont plus susceptibles d'être inactifs durant leurs loisirs. La faible consommation de fruits et de légumes, qui est corrélée à un régime alimentaire riche en gras⁵⁵, est également associée à des niveaux élevés d'écoute de la télévision. Cependant, si l'obésité est examinée dans des modèles contenant des variables de contrôle pour ces facteurs médiateurs éventuels, l'atténuation des associations entre l'obésité et l'écoute de la télévision est minime. D'autres études réalisées chez les adultes ont abouti à la conclusion que l'écoute de la télévision est associée à l'obésité, indépendamment de l'activité physique et de l'apport alimentaire^{9,40,44,48}.

Une troisième explication possible du lien entre le temps passé devant un téléviseur et l'obésité est le faible taux métabolique associé à cette activité⁵¹. La demande d'énergie métabolique (valeur MET) requise pour écouter la télévision est de 1,0, c'est-à-dire une demande à peine supérieure à celle du sommeil (0,9)³⁵. Des tâches domestiques, telles que passer l'aspirateur (3,5 METS), peindre ou tapisser les murs (3,0 METS) et ranger l'épicerie (2,5 METS), ainsi que des comportements sédentaires comme jouer du piano (2,5 METS), écrire en étant assis (1,8 METS), taper à la machine (1,8 METS), jouer aux cartes ou à des jeux de société (1,5 METS) et lire en étant assis (1,3 METS) sont des activités qui ont toutes une valeur MET plus élevée que celle de l'écoute de la télévision. Cela montre à quel point il est important de mesurer avec précision l'activité physique⁵⁶ dans tous les domaines de la vie (y compris les activités structurées et non structurées durant les loisirs et en dehors de ceux-ci) pour comprendre le rôle médiateur éventuellement joué par d'autres activités dans l'association entre l'écoute de la télévision et l'obésité.

Limites

La nature autodéclarée des données est une limite importante de l'analyse. Les mesures des comportements sédentaires, de l'obésité, de l'activité

physique durant les loisirs et de la consommation de fruits et de légumes sont toutes fondées sur des autodéclarations, qui sont vraisemblablement sujettes à des biais de désirabilité sociale et de remémoration. En particulier, il est bien établi que l'utilisation de données autodéclarées sur la taille et le poids produit des estimations plus faibles de la prévalence de l'obésité que celles obtenues en utilisant des données mesurées^{57,58}. Nous ne savons pas dans quelle mesure l'utilisation de données autodéclarées affecte les associations relevées dans le cadre de l'étude entre les comportements sédentaires et l'obésité. Cependant, d'autres études des associations entre l'écoute de la télévision et certains indicateurs mesurés de l'obésité chez les adultes ont donné des résultats comparables à ceux présentés ici^{29,39,44-46,49}.

Les mesures des comportements sédentaires fondées sur un seul item manquent de validité du contenu et ne produisent vraisemblablement que des estimations brutes de ces comportements⁵⁹. En fait, une comparaison avec une autre source de données donne à penser que les estimations de la prévalence de l'écoute fréquente de la télévision obtenues dans le cadre de la présente étude sont faibles³⁶.

Les résultats de l'analyse auraient peut-être été différents s'il avait été possible d'utiliser de meilleures mesures des habitudes alimentaires, comme la quantité totale de calories consommées ou le pourcentage de calories provenant des matières grasses.

La nature transversale de l'ESCC empêche de faire des inférences quant à la séquence temporelle des événements ou à la causalité. Il se pourrait que les limitations des activités liées à la santé souvent associées à l'obésité poussent les personnes obèses à passer plus de temps à écouter la télévision. Néanmoins, l'ajout de la limitation des activités comme variable de contrôle dans l'analyse de régression n'a pas modifié les associations entre l'écoute de la télévision et l'obésité. De surcroît, les données d'études prospectives réalisées chez des adultes montrent que l'écoute de la télévision est associée à de nouveaux cas d'obésité et de gains de poids^{40,48,49}, et qu'une diminution de l'écoute de la télévision est associée à une perte de poids⁴¹. Le test

de signification du rôle médiateur de l'activité physique et du régime alimentaire doit être considéré comme exploratoire dans la présente analyse; une évaluation appropriée de la médiation nécessiterait des données longitudinales.

Conclusion

Selon les projections, l'accroissement régulier de l'espérance de vie constaté au cours du XX^e siècle va commencer à ralentir, à moins que soient lancées des interventions efficaces de lutte contre l'obésité à l'échelle de la population⁶⁰. Des études portant sur des interventions conçues spécialement pour réduire l'écoute de la télévision ont produit des résultats encourageants en ce qui concerne la réduction des niveaux d'obésité chez les enfants et les adolescents^{51,61}. De plus, certaines données

indiquent que les recommandations visant à réduire les comportements sédentaires pourraient être plus efficaces que celles destinées à promouvoir l'activité physique⁶². D'après certaines études, les comportements sédentaires adoptés durant l'enfance, particulièrement l'écoute de la télévision, se poursuivent à l'âge adulte et d'aucuns soutiennent même que le prolongement de ces comportements sédentaires est plus prononcé que celui de l'activité physique^{18,23,63,64}. Puisqu'il existe des preuves d'une association positive entre l'obésité à l'âge adulte et le temps consacré à l'écoute de la télévision, les programmes d'intervention visant à réduire cette écoute tant chez les enfants que chez les adultes pourraient aider à réduire la prévalence de l'obésité chez les adultes dans l'avenir. ●

Références

1. M. Tjepkema, « Obésité chez les adultes », *Rapports sur la santé*, 17(3), 2006, p. 9-25 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. M. Shields, « L'embonpoint et l'obésité chez les enfants et les adolescents », *Rapports sur la santé*, 17(3), 2006, p. 27-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. D. Garriguet, « Les habitudes alimentaires des Canadiens », *Rapports sur la santé*, 18(2), 2007, p. 17-32 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
4. C.L. Craig, S.J. Russell, C. Cameron *et al.*, « Twenty-year trends in physical activity among Canadian adults », *Canadian Journal of Public Health*, 95(1), 2004, p. 59-63.
5. H. Gilmour, « Les Canadiens physiquement actifs », *Rapports sur la santé*, 18(3), 2007, p. 45-65 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
6. P.A. Spanier, S.J. Marshall et G.E. Faulkner, « Tackling the obesity pandemic: a call for sedentary behaviour research », *Canadian Journal of Public Health*, 97(3), 2006, p. 255-257.
7. W.H. Jr. Dietz et S.L. Gortmaker, « Do we fatten our children at the television set? Obesity and television viewing in children and adolescents », *Pediatrics*, 75(5), 1985, p. 807-812.
8. R.E. Andersen, C.J. Crespo, S.J. Bartlett *et al.*, « Relationship of physical activity and television watching with body weight and level of fatness among children: results from the Third National Health and Nutrition Examination Survey », *JAMA*, 279(12), 1998, p. 938-942.
9. S.L. Gortmaker, W.H. Jr. Dietz et L.W. Cheung, « Inactivity, diet, and the fattening of America », *Journal of the American Dietetic Association*, 90(9), 1990, p. 1247-1255.
10. S.L. Gortmaker, A. Must, A.M. Sobol *et al.*, « Television viewing as a cause of increasing obesity among children in the United States, 1986-1990 », *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, 150(4), 1996, p. 356-362.
11. M. Fleming-Moran et K. Thiagarajah, « Behavioral interventions and the role of television in the growing epidemic of adolescent obesity—data from the 2001 Youth Risk Behavior Survey », *Methods of Information in Medicine*, 44(2), 2005, p. 303-309.
12. J. Utter, D. Neumark-Sztainer, R. Jeffery *et al.*, « Couch potatoes or french fries: are sedentary behaviors associated with body mass index, physical activity, and dietary behaviors among adolescents? », *Journal of the American Dietetic Association*, 103(10), 2003, p. 1298-1305.
13. I. Janssen, P.T. Katzmarzyk, W.F. Boyce *et al.*, « Comparison of overweight and obesity prevalence in school-aged youth from 34 countries and their relationships with physical activity and dietary patterns », *Obesity Reviews*, 6(2), 2005, p. 123-132.
14. J.C. Eisenmann, R.T. Barteet et M.Q. Wang, « Physical activity, TV viewing, and weight in U.S. youth: 1999 Youth Risk Behavior Survey », *Obesity Research*, 10(5), 2002, p. 379-385.
15. L.F. Gomez, D.C. Parra, F. Lobelo *et al.*, « Television viewing and its association with overweight in Colombian children: results from the 2005 National Nutrition Survey: A cross sectional study », *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 4, 2007, p. 41.
16. S.J. te Velde, I. De Bourdeaudhuij, I. Thorsdottir *et al.*, « Patterns in sedentary and exercise behaviors and associations with overweight in 9-14-year-old boys and girls—a cross-sectional study », *BMC Public Health*, 7, 2007, p. 16.

17. R.J. Hancox et R. Poulton, « Watching television is associated with childhood obesity: but is it clinically important? », *International Journal of Obesity*, 30(1), 2006, p. 171-175.
18. R.J. Hancox, B.J. Milne et R. Poulton, « Association between child and adolescent television viewing and adult health: a longitudinal birth cohort study », *Lancet*, 364(9430), 2004, p. 257-262.
19. C.S. Berkey, H.R. Rockett, A.E. Field *et al.*, « Activity, dietary intake, and weight changes in a longitudinal study of preadolescent and adolescent boys and girls », *Pediatrics*, 105(4), 2000, p. E56.
20. K.K. Davison, S.J. Marshall et L.L. Birch, « Cross-sectional and longitudinal associations between TV viewing and girls' body mass index, overweight status, and percentage of body fat », *Journal of Paediatrics*, 149(1), 2006, p. 32-37.
21. S. Gable, Y. Chang et J.L. Krull, « Television watching and frequency of family meals are predictive of overweight onset and persistence in a national sample of school-aged children », *Journal of the American Dietetic Association*, 107(1), 2007, p. 53-61.
22. J.E. Boone, P. Gordon-Larsen, L.S. Adair *et al.*, « Screen time and physical activity during adolescence: longitudinal effects on obesity in young adulthood », *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 4, 2007, p. 26.
23. L.L. Hardy, T.A. Dobbins, E.A. Denney-Wilson *et al.*, « Descriptive epidemiology of small screen recreation among Australian adolescents », *Journal of Paediatrics and Child Health*, 42(11), 2006, p. 709-714.
24. V. Burke, L.J. Beilin, K. Durkin *et al.*, « Television, computer use, physical activity, diet and fatness in Australian adolescents », *International Journal of Pediatric Obesity*, 1(4), 2006, p. 248-255.
25. A. Must, L.G. Bandini, D.J. Tybor *et al.*, « Activity, inactivity, and screen time in relation to weight and fatness over adolescence in girls », *Obesity*, 15(7), 2007, p. 1774-1781.
26. S.J. Marshall, S.J. Biddle, T. Gorely *et al.*, « Relationships between media use, body fatness and physical activity in children and youth: a meta-analysis », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 28(10), 2004, p. 1238-1246.
27. R. Lowry, H. Wechsler, D.A. Galuska *et al.*, « Television viewing and its associations with overweight, sedentary lifestyle, and insufficient consumption of fruits and vegetables among US high school students: differences by race, ethnicity, and gender », *The Journal of School Health*, 72(10), 2002, p. 413-421.
28. Y. Béland, V. Dale, J. Dufour, M. Hamel, The Canadian Community Health Survey: Building on the Success from the Past. *Proceedings of the American Statistical Association Joint Statistical Meetings 2005, Section on Survey Research Methods, August 2005*, Minneapolis, American Statistical Association, 2005.
29. F. Kronenberg, M.A. Pereira, M.K. Schmitz *et al.*, « Influence of leisure time physical activity and television watching on atherosclerosis risk factors in the NHLBI Family Heart Study », *Atherosclerosis*, 153(2), 2000, p. 433-443.
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, n° 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. Santé Canada, *Lignes directrices pour la classification du poids chez les adultes*, Ottawa, Santé Canada, 2003 (n° H49-179/2003F au catalogue).
33. World Health Organization, *Physical Status: The Use and Interpretation of Anthropometry, Report of the WHO Expert Committee (WHO Technical Report Series, No. 854)*, Geneva, World Health Organization, 1995.
34. M. Serdula, R. Coates, T. Byers *et al.*, « Evaluation of a brief telephone questionnaire to estimate fruit and vegetable consumption in diverse study populations », *Epidemiology*, 4(5), 1993, p. 455-463.
35. B.E. Ainsworth, *The Compendium of Physical Activities Tracking Guide*, Prevention Research Center, Norman J. Arnold School of Public Health, University of South Carolina, 2002, disponible à l'adresse http://prevention.sph.sc.edu/tools/docs/documents_compendium.pdf document consulté le 3 mars, 2008.
36. M. Shields et M.S. Tremblay, « Profil du temps passé devant un écran par les adultes canadiens », *Rapports sur la santé*, 19(2), 2008, p. 35-47 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
37. A. Must et D.J. Tybor, « Physical activity and sedentary behavior: a review of longitudinal studies of weight and adiposity in youth », *International Journal of Obesity*, 29 Suppl 2, 2005, p. S84-S96.
38. S.J. Biddle, T. Gorely, S.J. Marshall *et al.*, « Physical activity and sedentary behaviours in youth: issues and controversies », *Journal of the Royal Society of Health*, 124(1), 2004, p. 29-33.
39. S. Sidney, B. Sternfeld, W.L. Haskell *et al.*, « Television viewing and cardiovascular risk factors in young adults: the CARDIA study », *Annals of Epidemiology*, 6(2), 1996, p. 154-159.
40. P.L. Ching, W.C. Willett, E.B. Rimm *et al.*, « Activity level and risk of overweight in male health professionals », *American Journal of Public Health*, 86(1), 1996, p. 25-30.
41. E.H. Coakley, E.B. Rimm, G. Colditz *et al.*, « Predictors of weight change in men: results from the Health Professionals Follow-up Study », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 22(2), 1998, p. 89-96.
42. B. Giles-Corti, S. Macintyre, J.P. Clarkson *et al.*, « Environmental and lifestyle factors associated with overweight and obesity in Perth, Australia », *American Journal of Health Promotion*, 18(1), 2003, p. 93-102.
43. M. Liebman, S. Pelican, S.A. Moore *et al.*, « Dietary intake, eating behavior, and physical activity-related determinants of high body mass index in rural communities in Wyoming, Montana, and Idaho », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 27(6), 2003, p. 684-692.
44. R.W. Jakes, N.E. Day, K.T. Khaw *et al.*, « Television viewing and low participation in vigorous recreation are independently associated with obesity and markers of cardiovascular disease risk: EPIC-Norfolk population-based study », *European Journal of Clinical Nutrition*, 57(9), 2003, p. 1089-1096.
45. L.A. Tucker et M. Bagwell, « Television viewing and obesity in adult females », *American Journal of Public Health*, 81(7), 1991, p. 908-911.

46. L.A. Tucker, G.M. Friedman, « Television viewing and obesity in adult males », *American Journal of Public Health*, 79(4), 1989, p. 516-518.
47. J. Salmon, A. Bauman, D. Crawford *et al.*, « The association between television viewing and overweight among Australian adults participating in varying levels of leisure-time physical activity », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24(5), 2000, p. 600-606.
48. F.B. Hu, T.Y. Li, G.A. Colditz *et al.*, « Television watching and other sedentary behaviors in relation to risk of obesity and type 2 diabetes mellitus in women », *JAMA*, 289(14), 2003, p. 1785-1791.
49. P. Koh-Banerjee, N.F. Chu, D. Spiegelman *et al.*, « Prospective study of the association of changes in dietary intake, physical activity, alcohol consumption, and smoking with 9-y gain in waist circumference among 16 587 US men », *American Journal of Clinical Nutrition*, 78(4), 2003, p. 719-727.
50. J. Vioque, A. Torres et J. Quiles, « Time spent watching television, sleep duration and obesity in adults living in Valencia, Spain », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24(12), 2000, p. 1683-1688.
51. T.N. Robinson, « Television viewing and childhood obesity », *Pediatric Clinics of North America*, 48(4), 2001, p. 1017-1025.
52. M. Story et P. Faulkner, « The prime time diet: a content analysis of eating behavior and food messages in television program content and commercials », *American Journal of Public Health*, 80(6), 1990, p. 738-740.
53. K. Harrison et A.L. Marske, « Nutritional content of foods advertised during the television programs children watch most », *American Journal of Public Health*, 95(9), 2005, p. 1568-1574.
54. L.M. Powell, G. Szczypka, F.J. Chaloupka *et al.*, « Nutritional content of television food advertisements seen by children and adolescents in the United States », *Pediatrics*, 120(3), 2007, p. 576-583.
55. A.F. Subar, R.G. Ziegler, B.H. Patterson *et al.*, « US dietary patterns associated with fat intake: the 1987 National Health Interview Survey », *American Journal of Public Health*, 84(3), 1994, p. 359-366.
56. D.W. Esliger et M.S. Tremblay, « Physical activity and inactivity profiling: the next generation », *Canadian Journal of Public Health*, 98 Suppl 2, 2007, p. S195-S207.
57. S. Connor Gorber, M. Tremblay, D. Moher *et al.*, « A comparison of direct vs. self-report measures for assessing height, weight and body mass index: a systematic review », *Obesity Reviews*, 8(4), 2007, p. 307-326.
58. M. Shields, S. Connor Gorber et M.S. Tremblay, « Estimations de l'obésité fondées sur des mesures autodéclarées et sur des mesures directes », *Rapports sur la santé*, 19(2), 2008, p. 69-85 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
59. M.J. Bryant, J.C. Lucove, K.R. Evenson *et al.*, « Measurement of television viewing in children and adolescents: a systematic review », *Obesity Reviews*, 8(3), 2007, p. 197-209.
60. S.J. Olshansky, D.J. Passaro, R.C. Hershow *et al.*, « A potential decline in life expectancy in the United States in the 21st century », *New England Journal of Medicine*, 352(11), 2005, p. 1138-1145.
61. C.M. Doak, T.L. Visscher, C.M. Renders *et al.*, « The prevention of overweight and obesity in children and adolescents: a review of interventions and programmes », *Obesity Reviews*, 7(1), 2006, p. 111-136.
62. A.P. Hills, N.A. King et T.P. Armstrong, « The contribution of physical activity and sedentary behaviours to the growth and development of children and adolescents: implications for overweight and obesity », *Sports Medicine*, 37(6), 2007, p. 533-545.
63. O.T. Raitakari, K.V. Porkka, S. Taimela *et al.*, « Effects of persistent physical activity and inactivity on coronary risk factors in children and young adults. The Cardiovascular Risk in Young Finns Study », *American Journal of Epidemiology*, 140(3), 1994, p. 195-205.
64. K.F. Janz, J.D. Dawson et L.T. Mahoney, « Tracking physical fitness and physical activity from childhood to adolescence: the muscatine study », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 32(7), 2000, p. 1250-1257.

Tableau A

Rapports de cotes corrigés reliant les comportements sédentaires et certaines caractéristiques sociodémographiques à l'obésité, selon le sexe, population à domicile de 20 à 64 ans, Canada, 2007

	Obésité (indice de masse corporelle $\geq 30 \text{ kg/m}^2$)			
	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %
Écoute de la télévision (heures par semaine)				
5 ou moins [†]	1,0	...	1,0	...
6 à 10	1,2*	1,0 à 1,5	1,4*	1,2 à 1,6
11 à 14	1,3*	1,1 à 1,6	1,4*	1,1 à 1,6
15 à 20	1,8*	1,5 à 2,2	1,7*	1,4 à 2,1
21 et plus	1,8*	1,6 à 2,2	1,8*	1,6 à 2,2
Utilisation d'un ordinateur (heures par semaine)				
5 ou moins [†]	1,0	...	1,0	...
6 à 10	1,2*	1,0 à 1,4	1,3*	1,1 à 1,5
11 et plus	1,2*	1,0 à 1,4	1,3*	1,1 à 1,6
Lecture (heures par semaine)				
5 ou moins [†]	1,0	...	1,0	...
6 à 10	1,0	0,9 à 1,2	1,0	0,9 à 1,2
11 et plus	1,0	0,9 à 1,2	1,1	0,9 à 1,3
Groupe d'âge (années)				
20 à 24 ans	0,8	0,6 à 1,1	0,5*	0,4 à 0,6
25 à 34 ans	0,9	0,8 à 1,1	0,7*	0,6 à 0,8
35 à 44 ans	1,1	1,0 à 1,3	0,9	0,7 à 1,0
45 à 54 ans [†]	1,0	...	1,0	...
55 à 64 ans	1,1	0,9 à 1,3	1,0	0,9 à 1,2
État matrimonial				
Marié/en union libre [†]	1,0	...	1,0	...
Divorcé/séparé/veuf	0,8*	0,6 à 0,9	1,0	0,9 à 1,2
Jamais marié	0,6*	0,5 à 0,7	1,0	0,8 à 1,1
Niveau de scolarité				
Études secondaires partielles	1,2	1,0 à 1,4	1,5*	1,2 à 1,7
Diplôme d'études secondaires	1,1	0,9 à 1,3	1,1	1,0 à 1,3
Études postsecondaires partielles	1,1	0,9 à 1,4	1,2	1,0 à 1,5
Diplôme d'études postsecondaires [†]	1,0	...	1,0	...
Quintile de revenu du ménage				
1 (le moins élevé)	1,0	0,8 à 1,3	1,2	1,0 à 1,5
2	1,0	0,8 à 1,2	1,0	0,8 à 1,2
3 [†]	1,0	...	1,0	...
4	1,0	0,8 à 1,2	0,7*	0,6 à 0,9
5 (le plus élevé)	1,0	0,8 à 1,2	0,6*	0,5 à 0,8
Région urbaine/rurale				
Rurale [†]	1,0	...	1,0	...
Urbaine : population de moins de 30 000	1,0	0,8 à 1,1	1,1	0,9 à 1,2
Urbaine : population de 30 000 à 99 999	0,8*	0,7 à 1,0	0,9	0,7 à 1,0
Urbaine: population de 100 000 à 499 999	1,0	0,9 à 1,2	0,8*	0,7 à 1,0
Urbaine: population de 500 000 ou plus	0,7*	0,6 à 0,8	0,7*	0,6 à 0,8
Statut d'immigrant				
Immigrant : 0 à 9 ans au Canada	0,5*	0,3 à 0,7	0,5*	0,3 à 0,7
Immigrant : 10 à 19 ans au Canada	0,5*	0,3 à 0,7	0,4*	0,3 à 0,6
Immigrant : 20 ans ou plus au Canada	0,6*	0,5 à 0,8	0,7*	0,6 à 0,9
Né au Canada [†]	1,0	...	1,0	...

[†] catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

Tableau B

Rapports de cotes corrigés reliant l'écoute de la télévision et l'utilisation d'un ordinateur à l'inactivité physique, selon le sexe, population à domicile de 20 à 64 ans, Canada, 2007

	Inactivité physique (moins de 1,5 kilocalorie par kilogramme par jour)			
	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %
Écoute de la télévision (heures par semaine)				
5 ou moins [†]	1,0	...	1,0	...
6 à 10	1,1	1,0 à 1,2	1,2*	1,1 à 1,4
11 à 14	1,0	0,8 à 1,1	1,3*	1,1 à 1,5
15 à 20	1,4*	1,1 à 1,6	1,6*	1,4 à 1,9
21 et plus	1,3*	1,1 à 1,5	1,9*	1,7 à 2,2
Utilisation d'un ordinateur (heures par semaine)				
5 ou moins [†]	1,0	...	1,0	...
6 à 10	1,0	0,8 à 1,1	0,9	0,8 à 1,1
11 et plus	1,1*	1,0 à 1,3	1,1	0,9 à 1,2

[†] catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Corrigés pour le groupe d'âge, l'état matrimonial, le niveau d'études, le revenu du ménage, la taille de la population du lieu de résidence et le statut d'immigrant.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

Tableau C

Rapports de cotes corrigés reliant l'écoute de la télévision et l'utilisation d'un ordinateur à la consommation infrequente de fruits et de légumes, selon le sexe, population à domicile de 20 à 64 ans, Canada, 2007

	Consommation de fruits et de légumes moins de trois fois par jour			
	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %
Écoute de la télévision (heures par semaine)				
5 ou moins [†]	1,0	...	1,0	...
6 à 10	1,0	0,9 à 1,2	1,2*	1,0 à 1,4
11 à 14	1,2	1,0 à 1,3	1,3*	1,1 à 1,6
15 à 20	1,6*	1,3 à 1,9	1,3*	1,1 à 1,6
21 et plus	1,7*	1,5 à 2,0	1,9*	1,7 à 2,3
Utilisation d'un ordinateur (heures par semaine)				
5 ou moins [†]	1,0	...	1,0	...
6 à 10	1,0	0,9 à 1,2	1,0	0,8 à 1,1
11 et plus	1,3*	1,1 à 1,5	1,5*	1,3 à 1,7

[†] catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Corrigés pour le groupe d'âge, l'état matrimonial, le niveau d'études, le revenu du ménage, la taille de la population du lieu de résidence et le statut d'immigrant.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Profil du temps passé devant un écran par les adultes canadiens

par Margot Shields et Mark S. Tremblay

Mots-clés : comportement influant sur la santé, comportement sédentaire, télévision, utilisation de l'ordinateur

La prévalence de l'obésité est en forte hausse depuis 25 ans, d'où l'importance de cerner et de comprendre la corrélation entre le comportement et l'obésité. Selon une étude récente sur les adultes réalisée à partir des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) menée en 2007, il existe une corrélation directe entre le temps passé devant un écran (à regarder la télévision ou à utiliser un ordinateur) et l'obésité, une mauvaise alimentation et l'inactivité physique durant les loisirs¹. L'étude montre aussi que la corrélation entre le temps passé devant un écran et l'obésité est indépendante des effets de l'activité physique durant les loisirs et de l'alimentation. Des sondages de moindre envergure, souvent fondés sur des

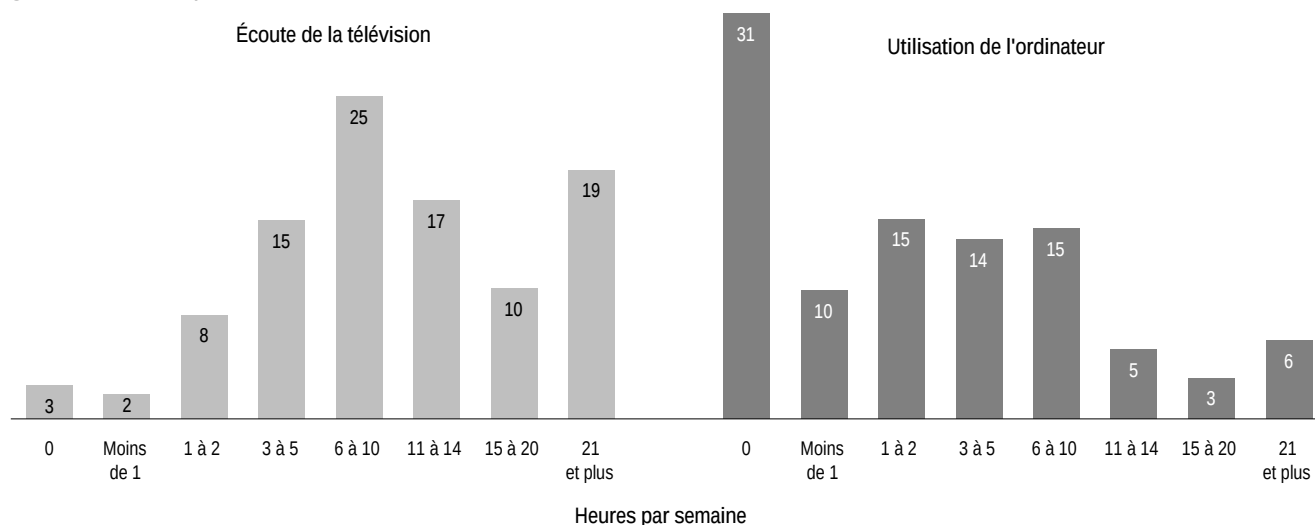
professions et des sous-groupes précis², ont produit des résultats similaires.

Ces conclusions soulignent l'importance de considérer le temps passé devant un écran comme un concept distinct dans le développement d'interventions visant à réduire l'obésité. Aussi la première étape consiste-t-elle à mieux comprendre les caractéristiques des personnes qui ont déclaré passer le plus de temps devant un écran.

S'appuyant sur les données de l'ESCC de 2007, le présent article dresse un profil des adultes canadiens qui ont déclaré regarder la télévision et utiliser un ordinateur fréquemment durant leurs loisirs. L'écoute fréquente de la télévision a été établie à 15 heures ou plus par semaine, et l'utilisation fréquente de l'ordinateur, à 11 heures ou plus par semaine. Les tendances de l'écoute de la télévision sont examinées à la lumière des données de l'Enquête sociale générale de Statistique Canada³.

Figure 1

Répartition en pourcentage des heures d'écoute de la télévision et d'utilisation d'un ordinateur, par semaine, population à domicile âgée de 20 ans ou plus, Canada, 2007



Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

L'écoute fréquente de la télévision : un phénomène plus répandu

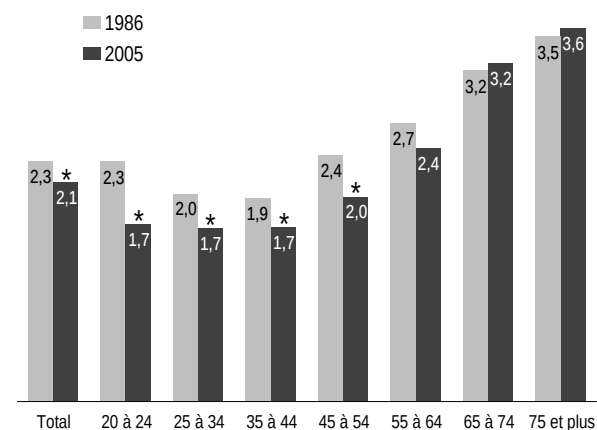
En 2007, un pourcentage substantiel d'adultes canadiens a fréquemment regardé la télévision (figure 1). Près de trois sur dix (29 %) ont déclaré passer en moyenne 15 heures ou plus par semaine (plus de deux heures par jour) devant le téléviseur, et 19 % ont déclaré y passer 21 heures ou plus par semaine (en moyenne, au moins trois heures par jour).

L'utilisation fréquente de l'ordinateur durant les loisirs était moins courante. Environ 15 % des adultes déclarant y consacrer en moyenne 11 heures ou plus par semaine. Seulement 6 % ont déclaré passer 21 heures ou plus par semaine devant l'ordinateur, et près du tiers (31 %) ont déclaré ne pas utiliser un ordinateur durant leurs loisirs.

Un adulte sur 20 (5 %) a déclaré passer beaucoup de temps devant le téléviseur et à l'ordinateur. La corrélation entre le temps d'écoute de la télévision et le temps d'utilisation d'un ordinateur s'est avérée non-significative (coefficient de corrélation de 0,01).

Figure 2

Nombre moyen d'heures par jour passées à regarder la télévision, par groupe d'âge, population à domicile âgée de 20 ans ou plus, Canada sauf les territoires, 1986 et 2005



* Nombre significativement inférieur à l'estimation de 1986
Sources: Enquête sociale générale, 1986 et 2005.

Diminution du temps d'écoute de la télévision

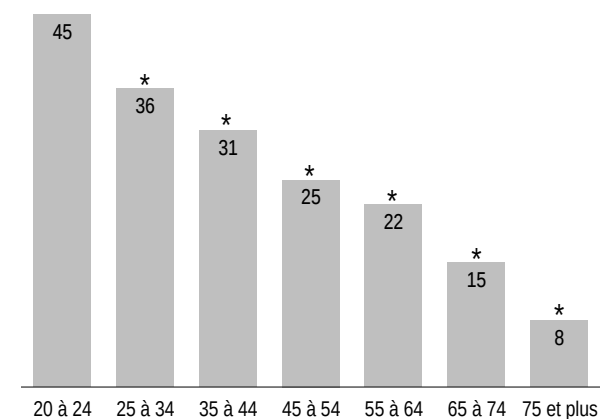
Selon les estimations de l'Enquête sociale générale³ de Statistique Canada, le nombre d'heures passées devant le téléviseur a légèrement diminué depuis le milieu des années 1980, passant d'une moyenne de 2,3 heures par jour en 1986 à 2,1 heures en 2005 (figure 2). Chez les hommes, la moyenne est passée de 2,6 à 2,3 heures, une diminution un peu plus marquée que chez les femmes, pour qui le nombre d'heures a été ramené de 2,1 à 2,0 (données non présentées).

La plus importante baisse du nombre d'heures d'écoute de la télévision – plus d'une demi-heure par jour – a été observée chez les adultes âgés de 20 à 24 ans (figure 2). Les personnes âgées de 25 à 54 ans ont affiché un repli plus faible, tandis que celles de 55 ans ou plus ont peu changé leurs habitudes d'écoute depuis le milieu des années 1980.

La diminution des heures d'écoute de la télévision a coïncidé avec la mise sur le marché et la prolifération rapide des ordinateurs domestiques. En

Figure 3

Pourcentage du total des heures hebdomadaires passées devant un écran à utiliser un ordinateur, par groupe d'âge, population à domicile âgée de 20 ans ou plus, Canada, 2007



* Pourcentage significativement inférieur à l'estimation pour la catégorie précédente ($p < 0,05$)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

2006, 75 % des ménages canadiens avaient un ordinateur, contre 40 % en 1997. Pendant la même période, la proportion des ménages ayant accès à Internet est passée de 17 % à 68 %⁴.

Selon les données de l'ESCC de 2007, l'écran d'ordinateur serait sur le point de remplacer celui du téléviseur dans les groupes d'âge plus jeunes (figure 3). Les répondants âgés de 20 à 24 ans ont en effet déclaré que près de la moitié (45 %) des heures qu'ils ont passées devant un écran l'ont été devant un ordinateur plutôt que devant un téléviseur. Même chez les adultes d'âge moyen (de 45 à 54 ans), le quart des heures passées devant un écran l'ont été devant un ordinateur. Chez les gens âgés, l'écoute de la télévision est de loin l'activité préférée devant un écran.

En général, les hommes ont consacré 29 % de leur temps passé devant un écran à l'ordinateur, contre 26 % pour les femmes (données non présentées).

Télespectateurs assidus

La probabilité d'être un télespectateur assidu augmente régulièrement selon l'âge, passant de 20 % chez les adultes âgés de 20 à 24 ans, à 52 % chez ceux de 75 ans ou plus (tableau 1). Par rapport aux adultes mariés, ceux qui ne l'ont jamais été sont un peu plus susceptibles de regarder fréquemment la télévision.

Une corrélation négative avec le statut socioéconomique est manifeste. Près de la moitié (47 %) des répondants n'ayant pas terminé leurs études secondaires regardent fréquemment la télévision, contre 24 % pour les diplômés d'études postsecondaires. De plus, 39 % des répondants faisant partie du quintile inférieur du revenu des ménages regardent fréquemment la télévision, contre 22 % pour ceux du quintile supérieur.

Les résidents d'une région urbaine comptant une forte population (500 000 habitants ou plus) sont un peu moins susceptibles d'être des télespectateurs assidus (26 %) que ceux des régions rurales (31 %). Toutefois, le pourcentage est légèrement supérieur (35 %) dans les secteurs comptant de 30 000 à 100 000 habitants. Seulement 19 % des immigrants

Tableau 1

Écoute de la télévision pendant 15 heures par semaine ou plus, prévalence et rapport de cotes ajusté, selon certaines caractéristiques, population à domicile âgée de 20 ans ou plus, Canada, 2007

	Regardent la télévision 15 heures ou plus par semaine			
	%	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %
Total	29,2	28,6 à 29,8	...	...
Sexe				
Hommes	29,5	28,6 à 30,3	1,1*	1,1 à 1,2
Femmes†	28,9	28,1 à 29,7	1,0	...
Groupe d'âge				
20 à 24 ans	20,0*	18,1 à 22,0	0,6*	0,5 à 0,7
25 à 34 ans	22,4*	21,0 à 23,8	0,8*	0,7 à 0,9
35 à 44 ans	21,5*	20,3 à 22,7	0,8*	0,7 à 0,9
45 à 54 ans†	26,1	24,8 à 27,4	1,0	...
55 à 64 ans	36,1*	34,6 à 37,5	1,6*	1,4 à 1,7
65 à 74 ans	46,9*	45,1 à 48,7	2,1*	1,9 à 2,4
75 ans et plus	52,1*	50,4 à 53,9	2,4*	2,1 à 2,6
État matrimonial (25 à 54 ans)				
Marié/en union libre†	22,3	21,4 à 23,2	1,0	...
Divorcé/séparé/veuf	24,6	22,4 à 26,9	1,0	0,9 à 1,1
Jamais marié	26,9*	25,4 à 28,5	1,1*	1,0 à 1,2
Niveau de scolarité				
Études secondaires partielles	47,4*	45,9 à 48,8	1,8*	1,7 à 1,9
Diplôme d'études secondaires	33,8*	32,2 à 35,3	1,4*	1,3 à 1,5
Études postsecondaires partielles	30,6*	28,1 à 33,1	1,3*	1,1 à 1,5
Diplôme d'études postsecondaires†	23,6	22,9 à 24,4	1,0	...
Quintile de revenu du ménage				
1 (le moins élevé)	39,2*	37,7 à 40,7	1,4*	1,3 à 1,6
2	31,5*	30,1 à 32,9	1,1	1,0 à 1,2
3†	28,1	26,7 à 29,4	1,0	...
4	25,1*	23,8 à 26,4	0,9*	0,8 à 1,0
5 (le plus élevé)	22,1*	20,8 à 23,4	0,8*	0,7 à 0,9
Région urbaine/rurale				
Rurale†	31,0	29,9 à 32,1	1,0	...
Urbaine : population de moins de 30 000	32,2	30,7 à 33,7	1,1	1,0 à 1,2
Urbaine : population de 30 000 à 99 999	35,2*	33,2 à 37,2	1,2*	1,1 à 1,3
Urbaine : population de 100 000 à 499 999	32,0	30,7 à 33,3	1,1*	1,0 à 1,2
Urbaine : population de 500 000 ou plus	26,1*	25,1 à 27,1	0,9*	0,8 à 1,0
Statut d'immigrant				
Immigrant : 0 à 9 ans au Canada	18,9*	16,1 à 21,7	0,7*	0,6 à 0,9
Immigrant : 10 à 19 ans au Canada	24,4*	21,4 à 27,4	0,9	0,7 à 1,1
Immigrant : 20 ans ou plus au Canada	31,5	29,6 à 33,4	0,8*	0,8 à 0,9
Né au Canada†	30,1	29,4 à 30,8	1,0	...
Situation d'emploi (25 à 54 ans)				
Emploi à temps plein	20,8*	20,0 à 21,6	0,5*	0,4 à 0,5
Emploi à temps partiel	24,4*	21,8 à 27,0	0,6*	0,5 à 0,7
Sans emploi†	37,4	35,2 à 39,5	1,0	...

† catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Le rapport de cotes pour la situation d'emploi est calculé selon un modèle comprenant toutes les variables du tableau pour la population âgée de 25 à 54 ans. Tous les autres rapports de cotes reposent sur un modèle de population âgée de 20 ans ou plus et ne tiennent pas compte de la situation d'emploi.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

récents regardent fréquemment la télévision, contre 30 % des personnes nées au Canada.

Chez les personnes en âge de travailler, la situation d'emploi est fortement corrélée avec le temps d'écoute de la télévision. Seulement 21 % des travailleurs à temps plein regardent fréquemment la télévision, contre 37 % pour les chômeurs.

Lorsque ces données sont examinées en s'appuyant sur un modèle multivarié, les corrélations entre les caractéristiques sociodémographiques et l'écoute fréquente de la télévision persistent, en règle générale (tableau 1).

Bien que les hommes et les femmes soient également susceptibles de regarder fréquemment la télévision, un écart se manifeste chez certaines sous-populations (tableau A en annexe). Par exemple, chez les sans-emploi en âge de travailler, les femmes étaient moins enclines que les hommes (34 % contre 45 %) à regarder fréquemment la télévision.

Caractéristiques des utilisateurs fréquents de l'ordinateur

Les hommes sont plus enclins que les femmes à déclarer qu'ils utilisent fréquemment l'ordinateur durant leurs loisirs (17 % contre 12 %) (tableau 2). La fréquence d'utilisation diminue avec l'âge, passant de 30 % chez les 20 à 24 ans, à 6 % chez les personnes âgées de 75 ans ou plus. L'utilisation fréquente de l'ordinateur est beaucoup plus courante chez les répondants qui n'ont jamais été mariés (24 %) que chez les répondants mariés (13 %).

Seulement 7 % des répondants n'ayant pas terminé leurs études secondaires sont des utilisateurs fréquents de l'ordinateur, contre 17 % des diplômés postsecondaires. Par ailleurs, les proportions sont similaires pour tous les niveaux de revenu des ménages.

Les résidents d'une région urbaine sont plus susceptibles d'utiliser fréquemment l'ordinateur que ceux d'une région rurale. Les pourcentages vont de 10 % chez les résidents ruraux à 17 % chez ceux d'une région urbaine comptant 500 000 habitants ou plus.

Tableau 2

Utilisation d'un ordinateur pendant 11 heures ou plus par semaine, prévalence et rapports de cotes ajustés, selon certaines caractéristiques, population à domicile âgée de 20 ans ou plus, Canada, 2007

	Utilisent l'ordinateur 11 heures ou plus par semaine			
	%	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes ajusté	Intervalle de confiance de 95 %
Total	14,8	14,3 à 15,3	...	...
Sexe				
Hommes	17,4*	16,7 à 18,1	1,5*	1,4 à 1,6
Femmes†	12,3	11,7 à 12,9	1,0	...
Groupe d'âge				
20 à 24 ans	29,9*	27,6 à 32,3	2,1*	1,8 à 2,5
25 à 34 ans	21,1*	19,8 à 22,4	1,7*	1,5 à 1,9
35 à 44 ans	13,8*	12,8 à 14,8	1,1	1,0 à 1,3
45 à 54 ans†	11,3	10,3 à 12,3	1,0	...
55 à 64 ans	10,6	9,7 à 11,5	1,0	0,9 à 1,2
65 à 74 ans	11,2	10,2 à 12,3	1,3*	1,1 à 1,5
75 ans et plus	5,9*	5,1 à 6,8	0,7*	0,6 à 0,8
État matrimonial (25 à 54 ans)				
Marié/en union libre†	12,9	12,2 à 13,6	1,0	...
Divorcé/séparé/veuf	14,1	12,3 à 15,9	1,1*	1,0 à 1,3
Jamais marié	23,9*	22,2 à 25,6	1,7*	1,5 à 1,9
Niveau de scolarité				
Études secondaires partielles	6,8*	6,1 à 7,5	0,5*	0,4 à 0,5
Diplôme d'études secondaires	11,7*	10,6 à 12,8	0,7*	0,6 à 0,8
Études postsecondaires partielles	18,1	16,3 à 19,9	1,0	0,9 à 1,2
Diplôme d'études postsecondaires†	17,1	16,4 à 17,7	1,0	...
Quintile de revenu du ménage				
1 (le moins élevé)	15,7	14,6 à 16,9	1,2*	1,0 à 1,3
2	15,3	14,0 à 16,5	1,1	1,0 à 1,3
3†	14,0	13,0 à 15,1	1,0	...
4	15,9	14,7 à 17,0	1,1	1,0 à 1,3
5 (le plus élevé)	14,1	12,9 à 15,3	1,0	0,9 à 1,2
Région urbaine/rurale				
Rurale†	10,1	9,3 à 10,8	1,0	...
Urbaine : population de moins de 30 000	12,4*	11,5 à 13,3	1,2*	1,1 à 1,4
Urbaine : population de 30 000 à 99 999	15,0*	13,8 à 16,2	1,4*	1,2 à 1,6
Urbaine : population de 100 000 à 499 999	15,7*	14,8 à 16,7	1,4*	1,3 à 1,6
Urbaine : population de 500 000 ou plus	16,6*	15,8 à 17,4	1,4*	1,2 à 1,5
Statut d'immigrant				
Immigrant : 0 à 9 ans au Canada	27,7*	24,9 à 30,5	2,0*	1,7 à 2,3
Immigrant : 10 à 19 ans au Canada	21,1*	18,0 à 24,3	1,5*	1,2 à 1,8
Immigrant : 20 ans ou plus au Canada	10,5*	9,3 à 11,8	0,9	0,8 à 1,0
Né au Canada†	14,1	13,6 à 14,6	1,0	...
Situation d'emploi (25 à 54 ans)				
Emploi à temps plein	13,8*	13,1 à 14,5	0,5*	0,4 à 0,5
Emploi à temps partiel	16,6*	14,1 à 19,1	0,7*	0,6 à 0,9
Sans emploi†	22,5	20,5 à 24,4	1,0	...

† catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Le rapport de cotes pour la situation d'emploi est calculé selon un modèle comprenant toutes les variables du tableau, pour la population âgée de 25 à 54 ans. Tous les autres rapports de cotes reposent sur un modèle de population âgée de 20 ans ou plus et ne tiennent pas compte de la situation d'emploi.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

Les données

Les données sont celles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) menée en 2007 auprès d'une population à domicile âgée de 12 ans ou plus. Sont exclus du champ de l'enquête les habitants des réserves indiennes ou de certaines régions éloignées et les personnes vivant en établissement, les membres à temps plein des Forces armées et les civils résidant dans une base militaire. Les interviews ont été réalisées entre janvier et décembre 2007. Le taux de réponse général a été de 78 %, ce qui a donné un échantillon de 65 946 répondants. On peut obtenir de plus amples renseignements sur l'ESCC dans un rapport publié⁵ et sur le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca).

L'enquête, menée auprès de la population âgée de 20 ans ou plus, porte sur 57 367 répondants à la question sur le temps d'écoute de la télévision, et sur 57 617 répondants à la question sur l'utilisation de l'ordinateur durant les loisirs.

Toutes les estimations ont été pondérées de façon à représenter la population à domicile âgée de 20 ans ou plus en 2007. À l'aide de tableaux croisés et d'analyse de régression logistique, on a étudié la corrélation entre les caractéristiques sociodémographiques et les valeurs autodéclarées du temps passé devant un écran. Afin de prendre en compte l'effet du plan de sondage, on a calculé les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance de 95 % à l'aide de la méthode du *bootstrap*^{6,7}. Enfin, on a testé les écarts entre les estimations pour déterminer la signification statistique, fixée à $p < 0.05$.

On a estimé le temps passé devant un écran en demandant aux répondants de l'ESCC combien d'heures ils avaient passées, par semaine, au cours des trois mois précédents, à regarder la télévision (y compris des vidéos) et à utiliser un ordinateur (y compris les jeux électroniques et la navigation sur Internet). Les répondants avaient pour consigne de déclarer le temps passé à l'exercice de ces activités **durant leurs loisirs seulement**, et non au travail ou à l'école. Pour chaque comportement, les répondants ont déclaré leurs heures hebdomadaires dans l'une des huit catégories suivantes : aucune, moins de 1 heure, de 1 heure à 2 heures, de 3 à 5 heures, de 6 à 10 heures, de 11 à 14 heures, de 15 à 20 heures, ou plus de 20 heures. Aucune ligne de conduite n'est proposée à l'intention des adultes, mais pour les enfants, la Société canadienne de pédiatrie recommande un maximum de deux heures d'écoute de la télévision par jour⁸. Chez les adultes, divers seuils ont été établis dans la documentation pour définir la fréquence d'écoute de la télévision. Pour les besoins de la présente analyse, ceux qui ont déclaré consacrer 15 heures ou plus par semaine à l'écoute de la télévision sont définis comme des téléspectateurs assidus, et ceux qui ont déclaré passer 11 heures ou plus, de leurs loisirs à l'ordinateur, par semaine, sont définis comme des utilisateurs fréquents. Pour calculer quel pourcentage du temps total passé devant un écran était consacré à l'ordinateur, on a établi des mesures continues pour l'écoute de la télévision et pour l'utilisation de l'ordinateur en attribuant la valeur médiane de chaque catégorie de réponse (0, 0,5, 1,5, 4, 8, 12,5, 17,5 ou 25 heures pour la catégorie la plus élevée).

Les répondants de 25 ans ou plus ont été répartis en quatre catégories selon leur plus haut niveau de scolarité : diplôme d'études postsecondaires, études postsecondaires partielles, diplôme d'études secondaires et études secondaires partielles. Les mêmes catégories ont servi pour les répondants âgés de 20 à 24 ans, mais dans leur cas, la scolarité correspondait au plus haut niveau atteint par le ménage.

On a réparti les groupes selon le revenu du ménage en calculant le ratio entre le revenu total du ménage provenant de toutes les sources durant les douze mois précédents et le seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada, compte tenu du nombre de personnes dans le ménage, de la taille de la collectivité et de l'année où l'enquête a été menée. Ces ratios de revenu corrigés ont été groupés en quintiles (cinq groupes comprenant chacun un cinquième des Canadiens).

Les tendances de l'écoute de la télévision proviennent de l'Enquête sociale générale (ESG) (1986 et 2005), qui a utilisé un journal de l'emploi du temps quotidien pour rassembler des données sur les heures passées à exercer un large éventail d'activités³.

Les estimations de l'ESCC relatives au temps passé devant un écran reposent sur les données autodéclarées, sur lesquelles influent le biais dû à la désirabilité sociale et le biais de rappel. Une mesure unique pour évaluer les comportements sédentaires ne suffit pas pour confirmer la validité du contenu, et elle ne produit vraisemblablement que des estimations brutes⁹. Les comparaisons établies avec les données de l'ESG donnent à penser que le temps d'écoute de la télévision est sous-estimé dans l'ESCC; selon les données recueillies par l'ESG en 2005, la prévalence de l'écoute fréquente de la télévision (15 heures ou plus par semaine) était de 39 %, dépassant nettement l'estimation de 29 % fournie par l'ESCC de 2007.

Les immigrants récents sont beaucoup plus portés à utiliser fréquemment l'ordinateur que les répondants nés au Canada (28 % contre 14 %).

Chez la population en âge de travailler, les chômeurs sont beaucoup plus susceptibles d'utiliser fréquemment l'ordinateur durant leurs loisirs (23 %) que les travailleurs à temps plein (14 %).

Lorsque ces données sont examinées en s'appuyant sur un modèle multivarié, les corrélations entre les caractéristiques sociodémographiques et l'utilisation fréquente de l'ordinateur durant les loisirs persistent, en règle générale.

Différences régionales

Dans les provinces, le pourcentage des téléspectateurs adultes assidus diffère de celui obtenu à l'échelle nationale (29 %). Il est un peu plus élevé au Nouveau-Brunswick (32 %) et au Québec (31 %) et un peu moins élevé en Alberta (26 %) et en Colombie-Britannique (27 %) (tableau B en annexe). Le pourcentage des téléspectateurs assidus est également élevé (44 %) chez les résidents du Nunavut.

Pour ce qui est du pourcentage des utilisateurs fréquents de l'ordinateur par rapport à celui obtenu pour le Canada (15 %), il est légèrement supérieur en Ontario (16 %), en Colombie-Britannique (18 %) et au Nunavut (20 %), mais légèrement inférieur à Terre-Neuve-et-Labrador (11 %), au Québec (12 %), au Manitoba (13 %) et en Saskatchewan (12 %) (tableau C en annexe).

La grande taille de l'échantillon constitue une force majeure de l'ESCC. On a ainsi pu établir des

estimations de l'écoute fréquente de la télévision et de l'utilisation fréquente de l'ordinateur pour les régions sociosanitaires (tableaux B et C en annexe).

Conclusion

En 2007, 29 % des adultes canadiens étaient considérés comme étant des téléspectateurs assidus, et 15 %, comme des utilisateurs fréquents de l'ordinateur durant les loisirs. Des écarts au chapitre des caractéristiques sociodémographiques sont observés, qui vont souvent en sens inverse pour les deux types d'activité. La jeunesse et la poursuite des études sont corrélées négativement avec l'écoute fréquente de la télévision, mais positivement avec l'utilisation fréquente de l'ordinateur. Les immigrants récents ont moins tendance à regarder fréquemment la télévision que les répondants nés au Canada, mais ils sont plus susceptibles d'utiliser fréquemment l'ordinateur. Chez la population en âge de travailler, les employés à temps plein ont moins tendance que les chômeurs à regarder fréquemment la télévision ou à utiliser fréquemment l'ordinateur durant leurs loisirs.

Margot Shields (613-951-4177; Margot.Shields@statcan.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé et Mark S. Tremblay (613-951-4385; Mark.Tremblay@statcan.ca), à la Division des mesures physiques de la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; Mark S. Tremblay fait aussi partie du groupe de recherche sur la vie saine et active et sur l'obésité rattaché à l'institut de recherche du Centre hospitalier pour enfants de l'est de l'Ontario, Ottawa (Ontario), K1H 8L1.

Références

1. M. Shields et M.S. Tremblay, « Sedentary behaviour and obesity among Canadian adults » *Rapports sur la santé*, 19(2), 2008, (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. J.A. Foster, S.A. Gore et D.S. West, « Altering TV viewing habits: an unexplored strategy for adult obesity intervention? », *American Journal of Health Behavior*, 30(1), 2006, p. 3-14.
3. Statistique Canada, *Enquête sociale générale - L'emploi du temps (ESG)*, disponible à l'adresse <http://www.statcan.ca/cgi-bin/imdb/p2SV.pl?Function=getSurvey&SDDS=4503&lang=fr&db=imdb&dbg=f&adm=8&dis=2> (document consulté le 1 avril, 2008).
4. Statistique Canada, Division de la statistique du revenu, CANSIM Tableau 203-0020 - Enquête sur les dépenses des ménages (EDM), équipement ménager (document consulté le 1 avril 2008).
5. Y. Béland, V. Dale, J. Dufour et M. Hamel, « The Canadian Community Health Survey: Building on the Success from the Past », *Proceedings of the American Statistical Association Joint Statistical Meetings 2005, Section on Survey Research Methods*, Minneapolis, American Statistical Association, août 2005.
6. 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, n° 12-001 au catalogue).
7. 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.
8. Canadian Paediatric Society, Psychosocial Paediatrics Committee, Impact of media use on children and youth, *Paediatrics & Child Health*, 8, 2003, p. 301-306.
9. M.J. Bryant, J.C. Lucove, K.R. Evenson *et al.*, « Measurement of television viewing in children and adolescents: a systematic review », *Obesity Reviews*, 8(3), 2007, p. 197-209.

Tableau A

Pourcentage de répondants ayant déclaré passer fréquemment du temps devant un écran, selon le sexe et selon des caractéristiques choisies, population à domicile âgée de 20 ans ou plus, Canada, 2007

	Regardent la télévision 15 heures ou plus par semaine		Utilisent l'ordinateur 11 heures ou plus par semaine	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
	%		%	
Total	29,5	28,9	17,4	12,3 [†]
Groupe d'âge				
20 à 24 ans	19,8*	20,3*	33,4*	26,4**
25 à 34 ans	23,4*	21,4*	25,3*	16,8**
35 à 44 ans	24,0	19,1**	16,0*	11,7 [†]
45 à 54 ans [†]	27,4	24,8	12,7	9,9 [†]
55 à 64 ans	36,6*	35,5*	11,5	9,8 [†]
65 à 74 ans	44,6*	49,1**	14,0	8,7 [†]
75 ans et plus	50,2*	53,4*	9,1*	3,8**
État matrimonial (25 à 54 ans)				
Marié/en union libre [†]	23,5	21,0 [†]	14,9	10,9 [†]
Divorcé/séparé/veuf	28,0	22,5 [†]	15,7	13,1
Jamais marié	28,7*	24,7**	27,3*	19,6**
Niveau de scolarité				
Études secondaires partielles	45,4*	49,2**	7,3*	6,3*
Diplôme d'études secondaires	33,6*	33,9*	14,0*	9,8**
Études postsecondaires partielles	29,9*	31,2*	19,3	17,0
Diplôme d'études postsecondaires [†]	25,1	22,2 [†]	20,3	13,9 [†]
Quintile de revenu du ménage				
1 (le moins élevé)	40,3*	38,6*	18,1	14,2 [†]
2	31,4	31,5*	18,2	12,6 [†]
3 [†]	29,3	26,8	16,5	11,5 [†]
4	26,4	23,7 [†]	19,0	12,3 [†]
5 (le plus élevé)	24,1*	19,4**	16,3	11,3 [†]
Région urbaine/rurale				
Rurale [†]	31,1	30,8	10,8	9,3
Urbaine : population de moins de 30 000	33,2	31,3	12,7	12,1*
Urbaine : population de 30 000 à 99 999	34,2	36,1*	16,9*	13,3**
Urbaine : population de 100 000 à 499 999	31,5	32,5	18,2*	13,3**
Urbaine : population de 500 000 ou plus	26,8*	25,5*	20,6*	12,9**
Statut d'immigrant				
Immigrant : 0 à 9 ans au Canada	15,3*	22,0**	30,3*	25,3*
Immigrant : 10 à 19 ans au Canada	25,1	23,8*	29,1*	13,8 [†]
Immigrant : 20 ans ou plus au Canada	32,0	31,1	13,3*	7,9**
Né au Canada [†]	30,6	29,6	16,4	11,9 [†]
Situation d'emploi (25 à 54 ans)				
Emploi à temps plein	22,6*	18,4**	16,4*	10,5**
Emploi à temps partiel	31,2*	22,7**	30,3	13,1**
Sans emploi [†]	44,7	33,9 [†]	27,6	20,0 [†]

[†] catégorie de référence

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

[†] pourcentage significativement différent de l'estimation pour les hommes ($p < 0,05$)

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

Tableau B

Pourcentage des répondants qui regardent 15 heures ou plus de télévision par semaine, par province/territoire et par région sociosanitaire, population à domicile âgée de 20 ans ou plus, Canada, 2007

	Code de région	%	Intervalle de confiance de 95 %	Valeur significativement plus élevée ou plus faible ($p < 0,05$) que pour :	
				Canada	Province ou territoire
Canada		29,2	28,6 à 29,8	...	...
Terre-Neuve-et-Labrador	10	31,6	28,6 à 34,6	Pareille	...
Eastern Regional Integrated Health Authority	1011	30,2	26,0 à 34,5	Pareille	Pareille
Central Regional Integrated Health Authority	1012	37,0	32,5 à 41,6	Plus élevée	Plus élevée
Western Regional Integrated Health Authority	1013	31,4	23,4 à 39,4	Pareille	Pareille
Labrador-Grenfell Regional Integrated Health Authority	1014	28,9	22,8 à 34,9	Pareille	Pareille
Île-du-Prince-Édouard	11	29,0	25,9 à 32,1	Pareille	...
Kings County	1101	41,2	28,9 à 53,5	Pareille	Plus élevée
Queens County	1102	24,3	20,7 à 28,0	Moins élevée	Moins élevée
Prince County	1103	31,5	26,5 à 36,5	Pareille	Pareille
Nouvelle-Écosse	12	31,3	28,8 à 33,7	Pareille	...
Zone 1	1201	37,0	31,2 à 42,8	Plus élevée	Plus élevée
Zone 2	1202	30,5	23,1 à 37,9	Pareille	Pareille
Zone 3	1203	32,9	27,4 à 38,5	Pareille	Pareille
Zone 4	1204	36,3	29,6 à 43,1	Plus élevée	Pareille
Zone 5	1205	42,3	35,6 à 48,9	Plus élevée	Plus élevée
Zone 6	1206	24,7	20,4 à 29,0	Moins élevée	Moins élevée
Nouveau-Brunswick	13	32,4	30,1 à 34,8	Plus élevée	...
Région 1	1301	35,3	30,2 à 40,4	Plus élevée	Pareille
Région 2	1302	25,4	20,2 à 30,6	Pareille	Moins élevée
Région 3	1303	31,5	26,3 à 36,7	Pareille	Pareille
Région 4	1304	33,7	27,2 à 40,2	Pareille	Pareille
Région 5	1305	48,3	40,5 à 56,0	Plus élevée	Plus élevée
Région 6	1306	32,9	28,1 à 37,6	Pareille	Pareille
Région 7	1307	39,2	32,7 à 45,7	Plus élevée	Plus élevée
Québec	24	31,1	29,8 à 32,4	Plus élevée	...
Région du Bas-Saint-Laurent	2401	29,2	25,3 à 33,2	Pareille	Pareille
Région du Saguenay - Lac-Saint-Jean	2402	38,1	31,7 à 44,5	Plus élevée	Plus élevée
Région de la Capitale Nationale	2403	36,1	31,6 à 40,5	Plus élevée	Plus élevée
Région de la Mauricie et du Centre-du-Québec	2404	39,1	32,6 à 45,6	Plus élevée	Plus élevée
Région de l'Estrie	2405	37,3	32,0 à 42,6	Plus élevée	Plus élevée
Région de Montréal	2406	29,0	25,9 à 32,2	Pareille	Pareille
Région de l'Outaouais	2407	33,1	28,0 à 38,1	Pareille	Pareille
Région de l'Abitibi-Témiscamingue	2408	38,4	33,1 à 43,8	Plus élevée	Plus élevée
Région de la Côte-Nord	2409	37,1	30,0 à 44,2	Plus élevée	Pareille
Région du Nord-du-Québec	2410	25,0	19,9 à 30,1	Pareille	Moins élevée
Région de la Gaspésie - Îles-de-la-Madeleine	2411	36,8	31,2 à 42,4	Plus élevée	Plus élevée
Région de la Chaudière-Appalaches	2412	24,3	20,3 à 28,3	Moins élevée	Moins élevée
Région de Laval	2413	24,9	21,1 à 28,7	Moins élevée	Moins élevée
Région de Lanaudière	2414	28,6	24,3 à 32,8	Pareille	Pareille
Région des Laurentides	2415	32,4	27,4 à 37,5	Pareille	Pareille
Région de la Montérégie	2416	28,3	24,4 à 32,1	Pareille	Pareille
Ontario	35	29,1	28,1 à 30,1	Pareille	...
Circonscription sanitaire du district d'Algoma	3526	36,3	31,1 à 41,5	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire du comté de Brant	3527	39,3	33,0 à 45,5	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire régionale de Durham	3530	30,6	25,7 à 35,5	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire d'Elgin-St. Thomas	3531	31,8	23,6 à 40,0	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Grey Bruce	3533	36,7	30,7 à 42,7	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire de Haldimand-Norfolk	3534	34,3	27,1 à 41,6	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire du district de Haliburton, Kawartha et Pine Ridge	3535	38,5	32,0 à 45,1	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire régionale de Halton	3536	24,8	20,2 à 29,3	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de la cité de Hamilton	3537	30,4	25,9 à 34,8	Pareille	Pareille

Tableau B

Pourcentage des répondants qui regardent 15 heures ou plus de télévision par semaine, par province/territoire et par région sociosanitaire, population à domicile âgée de 20 ans ou plus, Canada, 2007 suite

	Code de région	%	Intervalle de confiance de 95 %	Valeur significativement plus élevée ou plus faible ($p < 0,05$) que pour :	
				Canada	Province ou territoire
Circonscription sanitaire des comtés de Hastings et Prince Edward	3538	43,9	36,2 à 51,5	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire du comté de Huron	3539	37,4	31,0 à 43,8	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire de Chatham-Kent	3540	38,6	31,3 à 46,0	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire de Kingston, Frontenac et Lennox et Addington	3541	33,3	28,8 à 37,9	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Lambton	3542	40,4	34,1 à 46,7	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire de Leeds, Grenville et Lanark	3543	36,5	31,6 à 41,3	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire de Middlesex-London	3544	30,6	26,0 à 35,2	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire régionale de Niagara	3546	34,3	29,1 à 39,5	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire du district de North Bay Parry Sound	3547	35,1	30,0 à 40,2	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire du Nord-Ouest	3549	35,3	26,4 à 44,2	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de la cité d'Ottawa	3551	23,0	19,4 à 26,7	Moins élevée	Moins élevée
Circonscription sanitaire du comté d'Oxford	3552	30,7	23,9 à 37,6	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire régionale de Peel	3553	24,4	20,7 à 28,1	Moins élevée	Moins élevée
Circonscription sanitaire du district de Perth	3554	26,9	20,7 à 33,2	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire du comté et de la cité de Peterborough	3555	35,5	30,0 à 41,1	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire de Porcupine	3556	35,7	28,2 à 43,1	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire du comté et du district de Renfrew	3557	41,5	34,4 à 48,6	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire de l'Est de l'Ontario	3558	37,5	31,5 à 43,6	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire du district de Simcoe Muskoka	3560	36,3	32,2 à 40,3	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire de Sudbury et son district	3561	30,8	26,0 à 35,6	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire du district de Thunder Bay	3562	33,6	27,9 à 39,3	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Timiskaming	3563	33,2	26,1 à 40,2	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Waterloo	3565	30,6	25,6 à 35,7	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Wellington-Dufferin-Guelph	3566	25,6	21,7 à 29,5	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Windsor-Comté d'Essex	3568	32,0	27,5 à 36,4	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de York	3570	26,9	23,1 à 30,8	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de la cité de Toronto	3595	24,0	21,4 à 26,5	Moins élevée	Moins élevée
Manitoba	46	30,7	28,0 à 33,4	Pareille	...
Winnipeg Regional Health Authority	4610	33,3	29,1 à 37,4	Pareille	Plus élevée
Brandon Regional Health Authority	4615	36,5	29,3 à 43,7	Plus élevée	Pareille
North Eastman Regional Health Authority	4620	27,0	18,8 à 35,1	Pareille	Pareille
South Eastman Regional Health Authority	4625	23,0	16,9 à 29,1	Moins élevée	Moins élevée
Interlake Regional Health Authority	4630	31,2	25,4 à 37,0	Pareille	Pareille
Central Regional Health Authority	4640	19,6	14,8 à 24,5	Moins élevée	Moins élevée
Assiniboine Regional Health Authority	4645	27,3	21,5 à 33,1	Pareille	Pareille
Parkland Regional Health Authority	4660	22,1	16,2 à 28,1	Moins élevée	Moins élevée
Norman Regional Health Authority	4670	38,8	29,2 à 48,5	Plus élevée	Pareille
Burntwood/Churchill	4685	28,7	21,5 à 35,9	Pareille	Pareille
Saskatchewan	47	29,8	27,7 à 32,0	Pareille	...
Sun Country Regional Health Authority	4701	32,9	25,6 à 40,2	Pareille	Pareille
Five Hills Regional Health Authority	4702	30,6	23,7 à 37,4	Pareille	Pareille
Cypress Regional Health Authority	4703	38,9	28,9 à 48,9	Pareille	Pareille
Regina Qu'Appelle Regional Health Authority	4704	31,6	27,1 à 36,0	Pareille	Pareille
Sunrise Regional Health Authority	4705	29,5	23,1 à 35,9	Pareille	Pareille
Saskatoon Regional Health Authority	4706	25,2	20,7 à 29,7	Pareille	Moins élevée
Heartland Regional Health Authority	4707	25,3	17,4 à 33,2	Pareille	Pareille
Kelsey Trail Regional Health Authority	4708	27,2	20,7 à 33,8	Pareille	Pareille
Prince Albert Parkland Regional Health Authority	4709	38,4	30,0 à 46,8	Plus élevée	Plus élevée
Prairie North Regional Health Authority	4710	30,3	24,0 à 36,6	Pareille	Pareille
Mamawetan/Keewatin/Athabasca	4714	35,9	25,2 à 46,5	Pareille	Pareille
Alberta	48	25,7	23,7 à 27,6	Moins élevée	...
Chinook Regional Health Authority	4821	26,2	20,0 à 32,4	Pareille	Pareille
Palliser Health Region	4822	25,9	21,0 à 30,8	Pareille	Pareille

Tableau B

Pourcentage des répondants qui regardent 15 heures ou plus de télévision par semaine, par province/territoire et par région sociosanitaire, population à domicile âgée de 20 ans ou plus, Canada, 2007 suite

	Code de région	%	Intervalle de confiance de 95 %	Valeur significativement plus élevée ou plus faible ($p < 0,05$) que pour :	
				Canada	Province ou territoire
Calgary Health Region	4823	26,2	22,4 à 29,9	Pareille	Pareille
David Thompson Regional Health Authority	4824	26,7	22,3 à 31,0	Pareille	Pareille
East Central Health	4825	25,3	21,2 à 29,4	Pareille	Pareille
Capital Health	4826	24,8	20,9 à 28,7	Moins élevée	Pareille
Aspen Regional Health Authority	4827	27,3	21,7 à 32,8	Pareille	Pareille
Peace Country Health	4828	25,9	20,5 à 31,3	Pareille	Pareille
Northern Lights Health Region	4829	20,1 ^E	12,0 à 28,2	Moins élevée	Pareille
Colombie-Britannique	59	26,7	25,3 à 28,1	Moins élevée	...
East Kootenay Health Service Delivery Area	5911	31,7	25,5 à 37,9	Pareille	Pareille
Kootenay-Boundary Health Service Delivery Area	5912	28,0	20,6 à 35,4	Pareille	Pareille
Okanagan Health Service Delivery Area	5913	31,5	26,7 à 36,3	Pareille	Plus élevée
Thompson/Cariboo Health Service Delivery Area	5914	34,4	28,9 à 39,9	Pareille	Plus élevée
Fraser East Health Service Delivery Area	5921	25,4	21,1 à 29,7	Pareille	Pareille
Fraser North Health Service Delivery Area	5922	19,7	15,8 à 23,6	Moins élevée	Moins élevée
Fraser South Health Service Delivery Area	5923	26,2	21,9 à 30,5	Pareille	Pareille
Richmond Health Service Delivery Area	5931	27,8	22,2 à 33,5	Pareille	Pareille
Vancouver Health Service Delivery Area	5932	23,2	19,0 à 27,4	Moins élevée	Pareille
North Shore/Coast Garibaldi Health Service Delivery Area	5933	21,0	15,5 à 26,5	Moins élevée	Moins élevée
South Vancouver Island Health Service Delivery Area	5941	31,3	26,4 à 36,2	Pareille	Pareille
Central Vancouver Island Health Service Delivery Area	5942	32,0	26,2 à 37,8	Pareille	Pareille
North Vancouver Island Health Service Delivery Area	5943	34,8	28,5 à 41,0	Pareille	Plus élevée
Northwest Health Service Delivery Area	5951	34,7	25,9 à 43,5	Pareille	Pareille
Northern Interior Health Service Delivery Area	5952	28,2	22,4 à 34,0	Pareille	Pareille
Northeast Health Service Delivery Area	5953	21,2	15,0 à 27,3	Moins élevée	Pareille
Yukon	6001	35,4	28,5 à 42,3	Pareille	...
Territoires du Nord-Ouest	6101	33,2	27,2 à 39,3	Pareille	...
Nunavut - 10 communautés les plus grandes ¹	6201	43,8	34,2 à 53,4	Plus élevée	...

...n'ayant pas lieu de figurer

^E coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 % (à utiliser avec prudence).

1. L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes est réalisée dans les 10 communautés les plus grandes au Nunavut, en appliquant une méthodologie alternative qui remédie à certaines des difficultés d'ordre opérationnel inhérentes aux collectivités éloignées. Les 10 communautés les plus grandes sont Iqaluit, Cambridge Bay, Baker Lake, Arviat, Rankin Inlet, Kugluktuk, Pond Inlet, Cape Dorset, Pangnirtung, Igloolik.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

Tableau C

 Pourcentage des répondants qui utilisent l'ordinateur 11 heures ou plus par semaine, par province/territoire et par région
 sociosanitaire, population à domicile âgée de 20 ans ou plus, Canada, 2007

	Code de région	%	Intervalle de confiance de 95 %	Valeur significativement plus élevée ou plus faible (p < 0,05) que pour :	
				Canada	Province ou territoire
Canada		14,8	14,3 à 15,3	...	...
Terre-Neuve-et-Labrador	10	11,0	9,0 à 13,0	Moins élevée	...
Eastern Regional Integrated Health Authority	1011	11,5	8,4 à 14,7	Moins élevée	Pareille
Central Regional Integrated Health Authority	1012	9,1 ^E	5,5 à 12,6	Moins élevée	Pareille
Western Regional Integrated Health Authority	1013	9,6	6,5 à 12,7	Moins élevée	Pareille
Labrador-Grenfell Regional Integrated Health Authority	1014	15,1	10,6 à 19,5	Pareille	Pareille
Île-du-Prince-Édouard	11	13,0	10,7 à 15,3	Pareille	...
Kings County	1101	21,7 ^E	10,9 à 32,5	Pareille	Pareille
Queens County	1102	11,6	9,0 à 14,1	Moins élevée	Pareille
Prince County	1103	11,5 ^E	7,1 à 15,8	Pareille	Pareille
Nouvelle-Écosse	12	14,7	12,8 à 16,7	Pareille	...
Zone 1	1201	11,8 ^E	7,5 à 16,1	Pareille	Pareille
Zone 2	1202	13,4	9,5 à 17,3	Pareille	Pareille
Zone 3	1203	13,3 ^E	8,9 à 17,7	Pareille	Pareille
Zone 4	1204	15,7 ^E	9,8 à 21,7	Pareille	Pareille
Zone 5	1205	13,0	9,4 à 16,6	Pareille	Pareille
Zone 6	1206	16,6	13,0 à 20,3	Pareille	Pareille
Nouveau-Brunswick	13	13,0	11,1 à 14,8	Pareille	...
Région 1	1301	15,4	11,1 à 19,6	Pareille	Pareille
Région 2	1302	14,9	10,3 à 19,5	Pareille	Pareille
Région 3	1303	12,1 ^E	8,0 à 16,1	Pareille	Pareille
Région 4	1304	8,4 ^E	4,9 à 11,9	Moins élevée	Moins élevée
Région 5	1305	11,1 ^E	5,3 à 16,8	Pareille	Pareille
Région 6	1306	9,9 ^E	6,0 à 13,8	Moins élevée	Pareille
Région 7	1307	10,9 ^E	6,1 à 15,6	Pareille	Pareille
Québec	24	11,9	11,0 à 12,8	Moins élevée	...
Région du Bas-Saint-Laurent	2401	4,5 ^E	2,6 à 6,3	Moins élevée	Moins élevée
Région du Saguenay - Lac-Saint-Jean	2402	11,9	8,7 à 15,2	Pareille	Pareille
Région de la Capitale Nationale	2403	15,0	11,4 à 18,7	Pareille	Pareille
Région de la Mauricie et du Centre-du-Québec	2404	12,1	8,2 à 16,0	Pareille	Pareille
Région de l'Estrie	2405	9,0 ^E	6,0 à 12,1	Moins élevée	Pareille
Région de Montréal	2406	17,5	15,2 à 19,9	Plus élevée	Plus élevée
Région de l'Outaouais	2407	10,9	7,8 à 14,0	Moins élevée	Pareille
Région de l'Abitibi-Témiscamingue	2408	6,7 ^E	4,2 à 9,3	Moins élevée	Moins élevée
Région de la Côte-Nord	2409	6,3 ^E	4,2 à 8,4	Moins élevée	Moins élevée
Région du Nord-du-Québec	2410	7,8 ^E	4,5 à 11,1	Moins élevée	Moins élevée
Région de la Gaspésie - Îles-de-la-Madeleine	2411	7,1 ^E	4,3 à 9,9	Moins élevée	Moins élevée
Région de la Chaudière-Appalaches	2412	6,2 ^E	4,1 à 8,3	Moins élevée	Moins élevée
Région de Laval	2413	10,9 ^E	7,2 à 14,6	Moins élevée	Pareille
Région de Lanaudière	2414	8,6 ^E	5,8 à 11,4	Moins élevée	Moins élevée
Région des Laurentides	2415	9,7	6,6 à 12,8	Moins élevée	Pareille
Région de la Montérégie	2416	9,3	7,3 à 11,3	Moins élevée	Moins élevée
Ontario	35	16,1	15,3 à 17,0	Plus élevée	...
Circonscription sanitaire du district d'Algoma	3526	17,1	12,9 à 21,4	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire du comté de Brant	3527	14,4	10,1 à 18,6	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire régionale de Durham	3530	18,3	13,8 à 22,7	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire d'Elgin-St. Thomas	3531	15,5	10,8 à 20,2	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Grey Bruce	3533	16,3	11,6 à 21,0	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Haldimand-Norfolk	3534	10,0 ^E	5,5 à 14,5	Moins élevée	Moins élevée
Circonscription sanitaire du district de Haliburton, Kawartha et Pine Ridge	3535	13,6	9,9 à 17,3	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire régionale de Halton	3536	17,4	13,1 à 21,8	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de la cité de Hamilton	3537	14,7	10,7 à 18,8	Pareille	Pareille

Tableau C

Pourcentage des répondants qui utilisent l'ordinateur 11 heures ou plus par semaine, par province/territoire et par région sociosanitaire, population à domicile âgée de 20 ans ou plus, Canada, 2007 suite

	Code de région	%	Intervalle de confiance de 95 %	Valeur significativement plus élevée ou plus faible ($p < 0,05$) que pour :	
				Canada	Province ou territoire
Circonscription sanitaire des comtés de Hastings et Prince Edward	3538	17,2E	11,4 à 23,1	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire du comté de Huron	3539	11,1E	7,1 à 15,1	Pareille	Moins élevée
Circonscription sanitaire de Chatham-Kent	3540	10,9E	7,1 à 14,7	Moins élevée	Moins élevée
Circonscription sanitaire de Kingston, Frontenac et Lennox et Addington	3541	22,5	17,9 à 27,2	Plus élevée	Plus élevée
Circonscription sanitaire de Lambton	3542	18,6	13,6 à 23,6	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Leeds, Grenville et Lanark	3543	16,3	12,2 à 20,3	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Middlesex-London	3544	19,1	15,1 à 23,2	Plus élevée	Pareille
Circonscription sanitaire régionale de Niagara	3546	14,4	11,4 à 17,3	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire du district de North Bay Parry Sound	3547	15,1E	8,8 à 21,4	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire du Nord-Ouest	3549	13,5E	8,4 à 18,6	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de l'Est de l'Ontario	3551	18,9	16,0 à 21,9	Plus élevée	Pareille
Circonscription sanitaire du comté d'Oxford	3552	11,1E	6,5 à 15,8	Pareille	Moins élevée
Circonscription sanitaire régionale de Peel	3553	16,8	13,9 à 19,6	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire du district de Perth	3554	13,3E	8,7 à 17,9	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire du comté et de la cité de Peterborough	3555	10,4E	6,5 à 14,3	Moins élevée	Moins élevée
Circonscription sanitaire de Porcupine	3556	14,2	10,1 à 18,4	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire du comté et du district de Renfrew	3557	10,7E	6,7 à 14,8	Pareille	Moins élevée
Circonscription sanitaire de l'Est de l'Ontario	3558	11,6	7,9 à 15,3	Pareille	Moins élevée
Circonscription sanitaire du district de Simcoe Muskoka	3560	14,2	11,5 à 16,9	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Sudbury et son district	3561	12,9	9,3 à 16,4	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire du district de Thunder Bay	3562	13,1	9,7 à 16,5	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Timiskaming	3563	8,6E	4,8 à 12,4	Moins élevée	Moins élevée
Circonscription sanitaire de Waterloo	3565	15,3	11,7 à 18,8	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de Wellington-Dufferin-Guelph	3566	11,0	7,8 à 14,2	Moins élevée	Moins élevée
Circonscription sanitaire de Windsor-Comté d'Essex	3568	12,9	9,5 à 16,2	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de York	3570	17,5	14,0 à 21,0	Pareille	Pareille
Circonscription sanitaire de la cité de Toronto	3595	17,2	14,8 à 19,6	Plus élevée	Pareille
Manitoba	46	12,6	10,9 à 14,3	Moins élevée	...
Winnipeg Regional Health Authority	4610	14,8	12,2 à 17,5	Pareille	Plus élevée
Brandon Regional Health Authority	4615	13,5E	8,6 à 18,5	Pareille	Pareille
North Eastman Regional Health Authority	4620	6,6E	3,0 à 10,2	Moins élevée	Moins élevée
South Eastman Regional Health Authority	4625	6,6E	3,8 à 9,5	Moins élevée	Moins élevée
Interlake Regional Health Authority	4630	11,9E	6,1 à 17,7	Pareille	Pareille
Central Regional Health Authority	4640	10,1E	6,1 à 14,1	Moins élevée	Pareille
Assiniboine Regional Health Authority	4645	7,1E	3,5 à 10,7	Moins élevée	Moins élevée
Parkland Regional Health Authority	4660	F	...	...	...
Norman Regional Health Authority	4670	12,9E	7,0 à 18,7	Pareille	Pareille
Burntwood/Churchill	4685	15,4E	8,6 à 22,2	Pareille	Pareille
Saskatchewan	47	12,4	11,0 à 13,9	Moins élevée	...
Sun Country Regional Health Authority	4701	13,0E	7,9 à 18,0	Pareille	Pareille
Five Hills Regional Health Authority	4702	12,8E	8,5 à 17,1	Pareille	Pareille
Cypress Regional Health Authority	4703	12,5E	6,6 à 18,4	Pareille	Pareille
Regina Qu'Appelle Regional Health Authority	4704	16,0	12,4 à 19,7	Pareille	Plus élevée
Sunrise Regional Health Authority	4705	4,3E	1,6 à 7,0	Moins élevée	Moins élevée
Saskatoon Regional Health Authority	4706	13,9	10,6 à 17,2	Pareille	Pareille
Heartland Regional Health Authority	4707	8,1E	4,0 à 12,1	Moins élevée	Moins élevée
Kelsey Trail Regional Health Authority	4708	3,7E	1,3 à 6,0	Moins élevée	Moins élevée
Prince Albert Parkland Regional Health Authority	4709	13,3E	7,8 à 18,8	Pareille	Pareille
Prairie North Regional Health Authority	4710	5,7E	2,8 à 8,6	Moins élevée	Moins élevée
Mamawetan/Keewatin/Athabasca	4714	7,8E	3,7 à 12,0	Moins élevée	Moins élevée
Alberta	48	15,2	13,8 à 16,7	Pareille	...
Chinook Regional Health Authority	4821	15,6	11,5 à 19,6	Pareille	Pareille
Palliser Health Region	4822	16,6	12,6 à 20,7	Pareille	Pareille

Tableau C
Pourcentage des répondants qui utilisent l'ordinateur 11 heures ou plus par semaine, par province/territoire et par région sociosanitaire, population à domicile âgée de 20 ans ou plus, Canada, 2007 suite

	Code de région	%	Intervalle de confiance de 95 %	Valeur significativement plus élevée ou plus faible ($p < 0,05$) que pour :	
				Canada	Province ou territoire
Calgary Health Region	4823	14,8	12,4 à 17,2	Pareille	Pareille
David Thompson Regional Health Authority	4824	12,8	9,2 à 16,4	Pareille	Pareille
East Central Health	4825	6,0 ^E	3,6 à 8,3	Moins élevée	Moins élevée
Capital Health	4826	18,2	14,9 à 21,5	Plus élevée	Plus élevée
Aspen Regional Health Authority	4827	11,6 ^E	7,7 à 15,5	Pareille	Pareille
Peace Country Health	4828	11,4	8,3 à 14,4	Moins élevée	Moins élevée
Northern Lights Health Region	4829	16,8 ^E	11,1 à 22,4	Pareille	Pareille
Colombie-Britannique	59	17,6	16,2 à 19,0	Plus élevée	...
East Kootenay Health Service Delivery Area	5911	12,8 ^E	6,8 à 18,8	Pareille	Pareille
Kootenay-Boundary Health Service Delivery Area	5912	11,0 ^E	6,9 à 15,1	Pareille	Moins élevée
Okanagan Health Service Delivery Area	5913	13,0	10,0 à 16,1	Pareille	Moins élevée
Thompson/Cariboo Health Service Delivery Area	5914	14,4	10,5 à 18,2	Pareille	Pareille
Fraser East Health Service Delivery Area	5921	15,2	10,6 à 19,9	Pareille	Pareille
Fraser North Health Service Delivery Area	5922	18,0	14,5 à 21,6	Pareille	Pareille
Fraser South Health Service Delivery Area	5923	18,7	14,0 à 23,5	Pareille	Pareille
Richmond Health Service Delivery Area	5931	21,7	16,6 à 26,9	Plus élevée	Pareille
Vancouver Health Service Delivery Area	5932	21,9	17,5 à 26,4	Plus élevée	Plus élevée
North Shore/Coast Garibaldi Health Service Delivery Area	5933	17,9	12,3 à 23,4	Pareille	Pareille
South Vancouver Island Health Service Delivery Area	5941	17,7	13,8 à 21,7	Pareille	Pareille
Central Vancouver Island Health Service Delivery Area	5942	18,7	13,5 à 23,9	Pareille	Pareille
North Vancouver Island Health Service Delivery Area	5943	13,5 ^E	7,8 à 19,2	Pareille	Pareille
Northwest Health Service Delivery Area	5951	20,5 ^E	12,5 à 28,6	Pareille	Pareille
Northern Interior Health Service Delivery Area	5952	11,9 ^E	8,0 à 15,9	Pareille	Moins élevée
Northeast Health Service Delivery Area	5953	16,3 ^E	8,4 à 24,3	Pareille	Pareille
Yukon	6001	14,1	10,9 à 17,4	Pareille	...
Territoires du Nord-Ouest	6101	16,1	11,5 à 20,6	Pareille	...
Nunavut - 10 communautés les plus grandes ¹	6201	20,1	15,6 à 24,6	Plus élevée	...

... n'ayant pas lieu de figurer

^E coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 % (à utiliser avec prudence).

^F coefficient de variation supérieur à 33,3 % (valeur supprimée en raison de la très grande variabilité d'échantillonnage)

1. L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes est réalisée dans les 10 communautés les plus grandes au Nunavut, en appliquant une méthodologie alternative qui remédie à certaines des difficultés d'ordre opérationnel inhérentes aux collectivités éloignées. Les 10 communautés les plus grandes sont Iqaluit, Cambridge Bay, Baker Lake, Arviat, Rankin Inlet, Kugluktuk, Pond Inlet, Cape Dorset, Pangnirtung, Igloodik.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2007.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Changements dans la prévalence de l'asthme chez les enfants au Canada

par Rochelle Garner et Dafna Kohen

L'asthme est l'un des problèmes de santé chroniques les plus répandus chez les enfants, et sa prévalence est en hausse dans de nombreux pays, y compris au Canada¹⁻⁴. Le présent article reprend là où s'étaient arrêtées les études précédentes de l'asthme chez les enfants^{4,5}. À partir des données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), il examine les changements dans les taux de prévalence chez les enfants âgés de 0 à 11 ans inclusivement, pour la période allant de 1994-1995 jusqu'à la fin de 2000-2001, selon la gravité de l'asthme et selon les caractéristiques sociodémographiques de l'enfant et de la famille.

Augmentation de la prévalence

En 1994-1995, 11 % des enfants canadiens âgés de 0 à 11 ans (près de 520 000) ont été diagnostiqués asthmatiques.

En 2000-2001, le taux était passé à plus de 13 % (tableau 1), une hausse statistiquement significative de près de 70 000 personnes.

Chez les enfants qui souffrent d'asthme, la proportion présentant des symptômes graves a diminué pour passer de 41 % en 1994-1995 à 36 % en 2000-2001. Ces résultats s'apparentent à ceux d'une étude britannique qui faisait état d'une hausse significative de la prévalence des diagnostics d'asthme, mais seulement pour les enfants présentant des symptômes légers⁶.

Crises d'asthme moins répandues

En dépit de l'augmentation de l'asthme chez les enfants, la prévalence des crises d'asthme a diminué. En 1994-1995, environ la moitié (51 %) des enfants asthmatiques âgés de 0 à 11 ans avaient eu une crise l'année précédente; en 2000-2001, cette proportion est passée à 39 % (tableau 1).

Tableau 1

Prévalence de l'asthme chez les enfants âgés de 0 à 11 ans, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2000-2001

	1994-1995	1996-1997	1998-1999	2000-2001	Comparaison entre 1994-1995 et 2000-2001 (valeur p)
Population âgée de 0 à 11 ans (en milliers)	4 681,2	4 750,0	4 514,9	4 379,6	...
Nombre d'asthmatiques (en milliers)	518,4	575,4	583,7	586,0	...
Pourcentage d'asthmatiques	11,1	12,1	12,9	13,4	<0,0001
Gravité de l'asthme chez les enfants asthmatiques					
Léger (%)	27,0	29,0	31,8	30,9	ns
Modéré (%)	32,3	31,3	32,0	33,3	ns
Grave (%)	40,8	39,7	36,2	35,8	0,02
Crises d'asthme au cours de la dernière année chez les enfants asthmatiques					
Nombre (en milliers)	264,4	256,6	241,3	230,2	...
%	51,1	44,6	41,4	39,3	<0,0001
Respiration bruyante ou sifflante au cours de la dernière année					
Pourcentage des 0 à 11 ans	17,5	17,2	18,5	18,7	ns
Pourcentage des 0 à 11 ans asthmatiques	66,5	65,2	62,2	60,5	0,007
Utilisation régulière de produits pour inhalation					
Pourcentage d'enfants asthmatiques	47,2	45,6	42,2	44,5	ns

ns non significatif

... n'ayant pas lieu de figurer

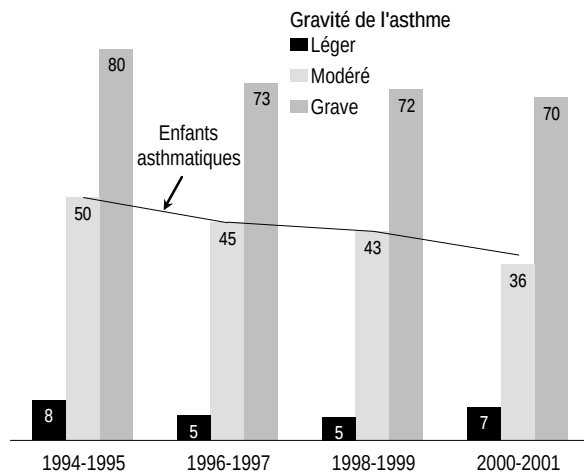
Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 à 2000-2001.

Tout au long de la période, la probabilité d'avoir une crise d'asthme dépendait de la gravité de la maladie (figure 1). Par exemple, en 2000-2001, 70 % des enfants souffrant d'asthme grave avaient eu une crise au cours de la dernière année, comparativement à moins de 10 % de ceux souffrant d'asthme léger.

Figure 1

Prévalence des crises d'asthme au cours de la dernière année chez les enfants asthmatiques âgés de 0 à 11 ans, selon la gravité de l'asthme, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2000-2001



Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 à 2000-2001.

Traitement et utilisation d'inhalateurs

La diminution des crises d'asthme chez les enfants canadiens peut être liée à l'utilisation de médicaments. Deux types de traitement sont disponibles : ceux servant à soulager les symptômes (médicaments de soulagement rapide) et ceux servant à les maîtriser (médicaments de maîtrise) (tableau 2). Les deux types de médicaments sont généralement administrés au moyen de dispositifs d'inhalation, appelés inhalateurs ou pompes, mais des médicaments administrés par voie orale sont aussi disponibles.

Les médicaments de soulagement rapide (agonistes β_2 à action rapide) sont utilisés sur demande lorsqu'un enfant présente des symptômes. Cela peut se produire pendant les périodes d'effort physique ou être causé par des facteurs environnementaux, comme les animaux de compagnie, la poussière ou la fumée de tabac. Dans le cas des enfants qui souffrent d'asthme léger et qui ont besoin d'un traitement peu fréquent, les

Tableau 2

Traitements de l'asthme et leur utilisation

Traitements	Exemples	Utilisation
Médicaments de soulagement rapide (de dépannage)	Agonistes β_2 inhalés à action rapide (bronchodilatateurs)	Au besoin pour soulager les symptômes intermittents de l'asthme; ne pas dépasser trois fois par semaine
Médicaments de maîtrise (de fond)	Glucocorticostéroïdes inhalés ou oraux (p. ex., dipropionate de bécloéthasone, budésonide, propionate de fluticasone)	Quotidienne, le dosage le plus faible nécessaire pour maîtriser les symptômes
Thérapies d'appoint	Antagonistes des récepteurs des leucotriènes	Peuvent être utilisés comme solution de rechange à des doses plus fortes de glucocorticostéroïdes inhalés ou par les personnes qui sont allergiques aux glucocorticostéroïdes
	Agents anti-allergiques non stéroïdiens (p. ex., cromoglycate, nédocromil)	Peuvent être utilisés chez les enfants comme solution de rechange aux glucocorticostéroïdes inhalés à faible dose
	Agonistes β_2 à action lente (p. ex., salmétérol, formotérol, théophylline, ipratropium)	En plus des glucocorticostéroïdes inhalés, peuvent être utilisés comme solution de rechange à des doses plus fortes pour maîtriser les symptômes

Source : Canadian Asthma Consensus Report, 1999 ⁸.

médicaments de soulagement rapide sont recommandés⁷⁻⁹. Les cas plus graves sont généralement traités au moyen de médicaments de maîtrise, c'est-à-dire des glucocorticostéroïdes inhalés⁷⁻⁹, qui sont habituellement utilisés quotidiennement pour aider à contrôler l'asthme et à prévenir les crises¹⁰. Il n'a pas été possible de faire une distinction entre ces deux types de médicaments à partir des données de l'ELNEJ, la question de l'enquête visant à déterminer si l'enfant utilisait des inhalateurs ou pompes pour l'asthme, mais pas si le médicament était destiné à soulager ou à maîtriser les symptômes.

Près de 45 % des enfants asthmatiques utilisaient des inhalateurs sur une base régulière en 2000-2001, un chiffre similaire à celui déclaré en 1994-1995 (tableau 1). Toutefois, il faut faire une distinction entre l'utilisation d'un inhalateur (selon la question de l'ELNEJ) et la prescription d'un inhalateur. On peut avoir prescrit un inhalateur à un enfant, mais en raison d'une meilleure maîtrise ou d'une moins

grande gravité de l'asthme, celui-ci peut ne pas être utilisé régulièrement. Cela est particulièrement vrai dans le cas des médicaments de soulagement rapide. Dans ces cas, la personne déclarant les données pour le compte de l'enfant aura probablement répondu « non » aux questions concernant l'utilisation régulière d'un inhalateur, même si des médicaments inhalés contre l'asthme ont été prescrits à l'enfant. Par conséquent, il est possible que la prévalence des ordonnances soit sous-estimée dans cet échantillon. Il existe une autre possibilité, à savoir que d'autres médicaments de maîtrise de l'asthme ou thérapies d'appoint ont été utilisés, mais n'ont pas été pris en compte dans les questions de l'ELNEJ.

Garçons et enfants plus âgés

Les garçons étaient significativement plus susceptibles que les filles d'avoir été diagnostiqués asthmatiques (tableau 3). Par exemple, en 2000-2001, 16 % des garçons étaient déclarés comme asthmatiques, comparativement à environ 11 % des filles, une différence qui a été observée dans d'autres études¹¹⁻¹³. Les garçons étaient aussi plus susceptibles que les filles d'avoir eu des symptômes comme une respiration bruyante ou sifflante (tableau 4). Toutefois, chez les enfants asthmatiques, il n'y avait pas de différences entre les sexes dans les taux de crise au cours de la dernière année (tableau 4).

La prévalence de l'asthme chez les garçons a augmenté de façon significative, passant d'un peu moins de 14 % à 16 % entre 1994-1995 et 2000-2001 (tableau 3). Toutefois, le pourcentage de garçons asthmatiques qui avaient eu une crise au cours de la dernière année a diminué, passant de 52 % à 41 % (tableau 4). La tendance était la même chez les filles, mais contrairement aux garçons, le pourcentage de celles qui avaient eu une respiration bruyante ou sifflante a augmenté (tableau 4).

Les jeunes enfants étaient moins susceptibles que les enfants plus âgés d'avoir été diagnostiqués asthmatiques (tableau 3). Tout au long de la période, la proportion des enfants âgés de 6 à 9 ans qui souffraient d'asthme était significativement plus élevée que la proportion d'enfants âgés de 0 à 5 ans.

Tableau 3

Prévalence de l'asthme chez les enfants asthmatiques âgés de 0 à 11 ans, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2000-2001

	Prévalence de l'asthme				Comparaison entre 1994-1995 et 2000-2001 (valeur p)
	1994-1995	1996-1997	1998-1999	2000-2001	
	%				
Total	11,1	12,1	12,9	13,4	<0,0001
Sexe					
Hommes	13,6*	14,9*	15,3*	16,1*	0,002
Femmes†	8,4	9,2	10,4	10,5	0,003
Âge					
0 à 5 ans	8,4‡	8,9‡	9,9‡	9,9‡	0,003
6 à 9 ans	13,7	15,2	15,0	15,7	ns
10 et 11 ans	14,0	15,4	17,6	17,6	0,03
Fumeur quotidien dans le ménage					
Oui	3,0*	13,4*	14,8*	15,4*	0,01
Non†	9,8	11,4	12,0	12,5	0,0001
Revenu du ménage					
Inférieur/moyen-inférieur	11,9	14,2*	15,3*	15,5	0,04
Moyen	10,8	11,0	12,5	12,2	ns
Moyen-supérieur	10,8	13,1*	13,1	14,5	0,0002
Supérieur†	11,2	10,0	11,9	12,4	ns
Région urbaine/région rurale					
Urbaine	11,2	12,3*	12,9	13,5	0,0002
Rurale†	10,5	10,5	12,9	12,8	0,03
Région de résidence					
Colombie-Britannique†	9,6	10,3	10,8	11,4	ns
Provinces des Prairies	10,1	10,7	11,1	11,1	ns
Ontario	11,1	13,3*	13,8*	13,6	0,01
Québec	11,3	10,9	13,3	15,1*	0,002
Provinces de l'Atlantique	14,7*	16,2*	15,8*	15,5*	ns

† catégorie de référence

‡ significativement différent de l'estimation pour le groupe d'âge suivant (p < 0,05)

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

ns différence non statistiquement significative entre 1994-1995 et 2000-2001

Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 à 2000-2001.

Même si la prévalence de l'asthme a augmenté dans tous les groupes d'âge entre 1994-1995 et 2000-2001, la hausse a été significative uniquement pour les 0 à 5 ans et les 10 et 11 ans (tableau 3). La prévalence de la respiration bruyante ou sifflante a aussi augmenté chez les enfants les plus jeunes (tableau 4).

Des taux relativement plus faibles d'asthme et des taux relativement plus élevés de respiration bruyante

Tableau 4

Prévalence de la respiration bruyante ou sifflante au cours de la dernière année (tous les enfants âgés de 0 à 11 ans) et crises d'asthme (enfants asthmatiques âgés de 0 à 11 ans), selon certaines caractéristiques, 1994-1995 et 2000-2001

	Prévalence de la respiration bruyante ou sifflante au cours de la dernière année (tous les enfants)		Prévalence des crises d'asthme au cours de la dernière année (enfants asthmatiques)	
	1994-1995	2000-2001	1994-1995	2000-2001
	%		%	
Total	17,5	18,7	51,1	39,3 [§]
Sexe				
Hommes	20,1*	20,5*	52,0	40,9 [§]
Femmes†	14,7	16,8 [§]	49,5	36,7 [§]
Âge				
0 à 5 ans	19,4 [‡]	22,1 ^{§§}	56,8 [‡]	48,3 ^{§§}
6 à 9 ans	16,7 [‡]	16,4	48,6	33,7 [§]
10 et 11 ans	13,5	14,5	45,6	36,8
Fumeur quotidien dans le ménage				
Oui	20,2*	20,9*	49,8	41,0 [§]
Non†	15,8	17,7 [§]	52,4	38,7 [§]
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur	20,4*	21,2*	52,0	41,3
Moyen	16,6	17,9	52,6	32,7 [§]
Moyen-supérieur	17,5	20,2 ^{§§}	50,9	43,5
Supérieur†	15,8	16,6	47,2	38,8
Région urbaine/région rurale				
Urbaine	17,7	18,7	52,3*	39,6 [§]
Rurale†	16,4	18,7 [§]	45,2	36,8
Région de résidence				
Colombie-Britannique†	15,3	14,4	52,8	43,8
Provinces des Prairies	16,2	16,6	52,0	44,8
Ontario	17,3	19,4*	49,9	35,6 [§]
Québec	18,7*	20,5*	51,2	39,1 [§]
Provinces de l'Atlantique	21,3*	21,7*	51,7	42,4 [§]

† catégorie de référence

‡ significativement différent de l'estimation pour le groupe d'âge suivant ($p < 0,05$)

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

§ différence significative entre 1994-1995 et 2000-2001 ($p < 0,05$)

Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 à 2000-2001.

ou sifflante chez les 0 à 5 ans ne sont pas contradictoires. Les professionnels de la santé ont souvent de la difficulté à diagnostiquer l'asthme chez les très jeunes enfants, qui sont moins en mesure de suivre les instructions requises pour mener à bien le test diagnostique de la fonction pulmonaire. Les jeunes enfants (0 à 5 ans) qui ont une respiration bruyante ou sifflante peuvent être diagnostiqués

asthmatiques lorsqu'ils sont plus âgés. De même, les symptômes de l'asthme peuvent se résorber lorsque les voies respiratoires des enfants se développent.

Parmi les enfants qui avaient été diagnostiqués asthmatiques, les crises au cours de la dernière année ont diminué de façon significative chez les 0 à 5 ans et les 6 à 9 ans (tableau 4).

Le tabagisme dans le ménage augmente le risque

Les enfants qui vivent dans des ménages où l'un ou l'autre parent fume quotidiennement sont significativement plus susceptibles que les enfants de ménages non fumeurs d'être diagnostiqués asthmatiques (tableau 3) ou de présenter des symptômes s'apparentant à l'asthme (tableau 4). Toutefois, chez les enfants asthmatiques, il n'y a pas de différence dans les taux de crises d'asthme au cours de la dernière année entre ceux qui vivent dans des ménages fumeurs et des ménages non fumeurs (tableau 4).

Entre 1994-1995 et 2000-2001, dans les ménages fumeurs, la prévalence de l'asthme a augmenté chez les enfants (tableau 3), mais les crises au cours de la dernière année ont diminué chez les asthmatiques (tableau 4). Étonnamment, la prévalence de la respiration bruyante ou sifflante n'a augmenté que chez les enfants des ménages non fumeurs (tableau 4). La présence d'autres allergènes dans la maison (des animaux de compagnie par exemple), qui n'a pas été évaluée dans le cadre de l'ELNEJ, peut être liée à une augmentation des symptômes s'apparentant à l'asthme chez les enfants des ménages non fumeurs.

Association avec le revenu

Même si le faible revenu a généralement tendance à être lié à un mauvais état de santé, et un revenu élevé, à un bon état de santé, le rapport entre le revenu du ménage et l'asthme chez les enfants ne suit pas cette tendance. En 2000-2001, la prévalence de l'asthme chez les enfants ne différait pas de façon significative selon le revenu du ménage (tableau 3). De même,

Au sujet des données

Les données du présent article sont tirées de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), une enquête longitudinale qui se tient sur une base biennale depuis 1994-1995. La population cible était constituée d'enfants âgés de 0 à 11 ans en 1994-1995. À partir de 1996-1997, une cohorte additionnelle (principalement constituée de nouveau-nés et d'enfants âgés d'un an) a été recrutée pour chaque cycle, afin de maintenir un échantillon représentatif des enfants âgés de 0 à 11 ans inclusivement.

Dans chaque ménage, on a identifié la « personne la mieux renseignée » (PMR), afin qu'elle fournisse des renseignements au sujet de chaque enfant participant à l'enquête, ainsi que pour l'ensemble du ménage. Dans la plupart des cas, la PMR était la mère biologique de l'enfant.

Les données des quatre premiers cycles de l'ELNEJ ont été utilisées pour la présente analyse. On ne disposait pas de poids transversaux dans l'ELNEJ pour le cinquième et le sixième cycles, ce qui a empêché leur utilisation dans l'analyse. Les estimations ont été pondérées pour représenter la population canadienne âgée de 0 à 11 ans inclusivement le 1^{er} janvier de chaque année d'enquête. On a utilisé la méthode du *bootstrap* pour les analyses, afin de tenir compte du plan d'enquête complexe.

La prévalence de l'asthme chez les enfants a été fondée sur la réponse de la PMR à la question suivante : « Est-ce qu'il/elle a déjà souffert d'asthme diagnostiqué par un spécialiste de la santé? » Si elles avaient répondu « oui », on a demandé aux PMR si leur enfant avait eu une crise d'asthme au cours des 12 derniers mois. Toutes les PMR, peu importe si leur enfant avait été diagnostiqué asthmatique, ont dû répondre à la question suivante : « Est-ce qu'il/elle a eu une respiration bruyante ou sifflante à un moment quelconque au cours des 12 derniers mois? » et « Est-ce qu'il/elle prend l'un ou l'autre des médicaments de prescription suivants de façon régulière : ventolin, inhalateurs ou aérosols-doseurs pour l'asthme? »

L'ELNEJ ne comporte pas de questions concernant la gravité de l'asthme proprement dit. Afin d'obtenir une approximation de la gravité de l'asthme, deux questions ont été utilisées pour créer une classification : respiration bruyante ou sifflante au cours de la dernière année et utilisation régulière d'inhalateurs. Trois niveaux de gravité ont été déterminés :

- faible : aucune respiration bruyante ou sifflante au cours de la dernière année et aucune utilisation régulière d'inhalateurs;
- modérée : respiration bruyante ou sifflante au cours de la dernière année OU utilisation régulière d'inhalateurs;
- élevée : respiration bruyante ou sifflante au cours de la dernière année ET utilisation régulière d'inhalateurs.

Même si cette classification est fondée sur des mesures utilisées comme indicateurs de la gravité dans d'autres études épidémiologiques¹⁶, il s'agit uniquement d'une approximation qui limite la capacité de produire des catégories homogènes de

personnes. Néanmoins, dans d'autres études¹⁷, cette mesure a été associée à un mauvais état de santé et à la présence de limitations d'activités.

Le revenu du ménage a été fondé sur le nombre de personnes dans le ménage et le revenu total du ménage de toutes les sources au cours des 12 mois ayant précédé l'entrevue.

Groupe de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Inférieur	1 à 4 5 et plus	Moins de 10,000 \$ Moins de \$15,000 \$
Moyen-inférieur	1 ou 2 3 ou 4 5 et plus	10,000 \$ à 14,999 \$ 10,000 \$ à 19,999 \$ 15,000 \$ à 29,999 \$
Moyen	1 ou 2 3 ou 4 5 et plus	15,000 \$ à 29,999 \$ 20,000 \$ à 39,999 \$ 30,000 \$ à 59,999 \$
Moyen-supérieur	1 ou 2 3 ou 4 5 et plus	30,000 \$ à 59,999 \$ 40,000 \$ à 79,999 \$ 60,000 \$ à 79,999 \$
Supérieur	1 ou 2 3 et plus	60,000 \$ et plus 80,000 \$ et plus

Pour la présente analyse, on a combiné les deux groupes de revenu inférieurs.

L'utilisation des données de l'enquête comporte certaines limites. Tout d'abord, l'analyse est limitée par les questions et le libellé de l'enquête. Par exemple, comme il est indiqué précédemment, étant donné qu'il n'existe pas de question concernant la gravité de l'asthme dans l'ELNEJ, une mesure composite a été calculée à partir des questions existantes. Pour la présente analyse, il aurait aussi été préférable que des questions plus détaillées soient posées concernant l'utilisation de médicaments contre l'asthme, y compris le type de médicaments (médicaments de soulagement rapide ou de maîtrise), l'utilisation d'une thérapie d'appoint et la fréquence de l'utilisation du traitement.

En deuxième lieu, il n'a pas été possible d'utiliser les données de l'ELNEJ après 2000-2001, des poids d'enquête transversaux n'ayant pas été produits pour les cycles plus récents. Néanmoins, ces résultats permettent de mettre à jour⁴ les renseignements concernant la prévalence de l'asthme chez les enfants et fournissent une description des tendances selon des facteurs sociodémographiques et comportementaux.

La présente étude comporte une dernière limite, à savoir l'incapacité de déterminer l'augmentation de la prévalence de l'asthme en raison de changements dans les comportements de diagnostic, dans les modèles de prescription de médicaments, dans les symptômes comportementaux ou dans la prévalence du problème de santé proprement dit.

parmi ceux qui souffraient d'asthme, la probabilité d'avoir eu une crise au cours de la dernière année n'était pas liée au revenu du ménage (tableau 4). Même si la prévalence déclarée de respiration bruyante ou sifflante était significativement élevée pour les enfants des ménages de revenu inférieur/moyen-inférieur, cela était aussi vrai pour ceux des ménages ayant un revenu moyen-supérieur.

De 1994-1995 à 2000-2001, la prévalence de l'asthme a augmenté de façon significative pour les enfants des ménages de revenu inférieur/moyen-inférieur et moyen-supérieur (tableau 3). Les taux de respiration bruyante ou sifflante ont augmenté chez les enfants du groupe de revenu moyen-supérieur (tableau 4). Toutefois, parmi les enfants asthmatiques, le taux de crise au cours de la dernière année a diminué chez ceux appartenant à des ménages de revenu moyen.

Différences régionales

Comme l'ont démontré d'autres études canadiennes¹⁴, la prévalence de l'asthme chez les enfants ne diffère pas entre les régions urbaines et rurales. Par contre, des enquêtes menées dans d'autres pays, et notamment aux États-Unis, ont permis de déterminer des taux significativement plus élevés d'asthme chez les enfants dans les centres urbains, où la pollution a tendance à être plus élevée et la qualité de l'air moins bonne¹⁵.

Toutefois, les taux d'asthme chez les enfants au Canada diffèrent selon la région. Les enfants de la Colombie-Britannique et des provinces des Prairies (Alberta, Saskatchewan et Manitoba) avaient les taux les plus faibles pour tous les cycles de l'ELNEJ. Dans les autres régions, les taux étaient significativement plus élevés, et particulièrement dans les provinces

de l'Atlantique (Nouvelle-Écosse, Terre-Neuve, Nouveau-Brunswick et Île-du-Prince-Édouard).

D'autres chercheurs qui ont dégagé les mêmes tendances régionales ont tenté de voir si les différences dans les taux d'asthme chez les enfants pouvaient être expliquées par les conditions environnementales, comme l'ozone, la température et l'humidité relative⁵. Toutefois, même lorsque ces facteurs sont pris en compte, les enfants des provinces de l'Atlantique continuent d'afficher des taux plus élevés d'asthme. D'autres facteurs qui peuvent être liés à ces écarts régionaux pourraient être l'état de l'air à l'intérieur, les niveaux d'aérosols acides et même les modèles d'immigration et d'établissement par le passé, qui peuvent avoir contribué à une plus grande prédisposition génétique à l'asthme dans les provinces de l'Atlantique⁵.

Résumé

La prévalence de l'asthme chez les enfants est en hausse, particulièrement chez les garçons, chez les 0 à 5 ans et les 10 et 11 ans et chez les enfants des ménages où des adultes fument. La présente analyse ne permet pas de déterminer si la hausse est attribuable à une amélioration de la capacité des médecins de reconnaître et de diagnostiquer l'asthme, ou encore au fait que les causes sous-jacentes sont plus répandues. Ainsi, des études plus poussées sont nécessaires.

Rochelle Garner (613-951-3977; Rochelle.Garner@statcan.ca) et Dafna Kohen (613-951-3346; Dafna.Kohen@statcan.ca) travaillent pour la Division de l'information et de la recherche sur la santé à Statistique Canada.

Références

1. L.J. Akinbami et K.C. Schoendorf, « Trends in childhood asthma: Prevalence, health care utilization and mortality », *Pediatrics*, 110(2), 2002, p. 315-322.
2. M.I. Asher, S. Montefort, B. Bjorksten *et al.*, « Worldwide time trends in the prevalence of symptoms of asthma, allergic rhinoconjunctivitis, and eczema in childhood: ISAAC Phases One and Three repeat multicountry cross-sectional surveys », *Lancet*, 368(9537), 2006, p. 733-743.
3. D.M. Mannino, D.M. Homa, L.J. Akinbami *et al.*, « Surveillance for asthma—United States, 1980-1999 », *Morbidity and Mortality Weekly Report*, 51(SS-1), 2002, p. 1-13.
4. W.J. Millar et G.B. Hill, « L'asthme chez l'enfant », *Rapports sur la santé*, 10(3), 1998, p. 9-22 (Statistics Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. R.E. Dales, M. Raizenne, S. El-Saadany *et al.*, « Prevalence of childhood asthma across Canada », *International Journal of Epidemiology*, 23(4), 1994, p. 775-781.
6. G. Ng Man Kwong, A. Proctor, C. Billings *et al.*, « Increasing prevalence of asthma diagnosis and symptoms in children is confined to mild symptoms », *Thorax*, 56(4), 2001, p. 312-314.
7. A. Becker, C. Lemièrre, D. Bérubé *et al.*, « Summary of recommendations from the Canadian Asthma Consensus Guidelines, 2003 », *Canadian Medical Association Journal / Journal de l'Association médicale canadienne*, 173(6), 2005, p. S3-S11.
8. L.-P. Boulet, A. Becker, D. Bérubé *et al.*, « Canadian asthma consensus report, 1999 », *Canadian Medical Association Journal / Journal de l'Association médicale canadienne*, 161(Supplément 11), 1999, p. S1-S5.
9. L.-P. Boulet, T.R. Bai, A. Becker *et al.*, « What is new since the last (1999) Canadian Asthma Consensus Guidelines? », *Canadian Respiratory Journal / Revue canadienne de pneumologie*, 8(Suppl A), 2001, p. 5A-27A.
10. E. von Mutius, « Presentation of new GINA guidelines for paediatrics », *Clinical and Experimental Allergy*, 30(Suppl. 1), 2000, p. 6-10.
11. P.S. Higgins, D. Wakefield, M.M. Cloutier, « Risk factors for asthma and asthma severity in nonurban children in Connecticut », *Chest*, 128(6), 2005, p. 3846-3853.
12. M. Osman, N. Tagiyeva, H.J. Wassall *et al.*, « Changing trends in sex specific prevalence rates for childhood asthma, eczema, and hay fever », *Pediatric Pulmonology*, 42(1), 2007, p. 60-65.
13. C. Saha, M.E. Riner et G. Liu, « Individual and neighborhood-level factors in predicting asthma », *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 159(8), 2005, p. 759-763.
14. A. Senthilselvan, J. Lawson, D.C. Rennie et J.A. Dosman, « Stabilization of an increasing trend in physician-diagnosed asthma prevalence in Saskatchewan, 1991 to 1998 », *Chest*, 124(2), 2003, p. 438-448.
15. C.A. Aligne, P. Auinger, R.S. Byrd et M. Weitzman, « Risk factors for pediatric asthma: Contributions of poverty, race, and urban residence », *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, 162, 2007, p. 873-877.
16. J.M. Perrin, W.E. MacLean et E.C. Perrin, « Parental perceptions of health status and psychologic adjustment of children with asthma », *Pediatrics*, 83(1), 1989, p. 26-30.
17. D. Kohen, « The impact of asthma on children's school functioning » [à paraître].

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Appartenance à la communauté et autoévaluation de l'état de santé

par Margot Shields

Au cours des 25 dernières années, les travaux de recherche ont établi l'existence d'une association causale entre les relations sociales et la santé^{1,2}. Les personnes qui sont isolées socialement et n'ont que peu de liens avec autrui sont plus susceptibles que les autres d'être en mauvaise santé physique et mentale et de mourir prématurément.

Dans le domaine de la recherche sur la santé, une attention croissante a été accordée à la notion de « capital social », qui est généralement défini comme englobant des aspects de l'organisation sociale, tels que la participation à la vie civique et la confiance dans les autres, qui facilitent la collaboration entre les membres de la communauté³. Un lien a été dégagé entre un haut niveau de capital social et la réduction des taux de mortalité et de criminalité, ainsi que l'autoévaluation positive de l'état de santé³⁻⁷.

Toutefois, certains se posent la question de savoir si le capital social profite globalement à l'ensemble de la communauté ou individuellement à ses membres qui bénéficient directement de leur sentiment d'appartenance à cette communauté. Selon une étude récente, il existe, au niveau individuel, une forte association entre le capital social et une perception positive de la santé⁷. L'hypothèse est que le sentiment d'« appartenance » d'une personne à sa communauté est bénéfique pour la santé, parce que les liens de ce genre favorisent le respect mutuel et accroissent par conséquent l'estime de soi. Il se pourrait aussi que l'interaction entre les membres de la communauté se concrétise par la transmission de normes sociales concernant les comportements bons pour la santé, comme l'activité physique et le fait de ne pas fumer^{1,2}.

Depuis son lancement en 2000-2001, l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) comprend une question sur l'appartenance à la communauté. Un article antérieur, fondé sur les données provenant de l'ESCC de 2000-2001 a révélé

une association entre le sentiment d'appartenance des personnes et l'autoévaluation de leur santé générale⁸. Le présent article, qui s'appuie sur des données provenant de l'ESCC de 2005, constitue une mise à jour de l'étude antérieure.

Les taux de prévalence du sentiment d'appartenance à la communauté sont comparés aux niveaux provincial ou territorial et de la région sociosanitaire. Comme l'ESCC de 2005 contient des questions sur l'autoévaluation de l'état de santé mentale, l'analyse antérieure peut être prolongée grâce à des mesures de l'association entre le sentiment d'appartenance à la communauté et l'état de santé générale ainsi que mentale.

La majorité éprouve un sentiment d'appartenance

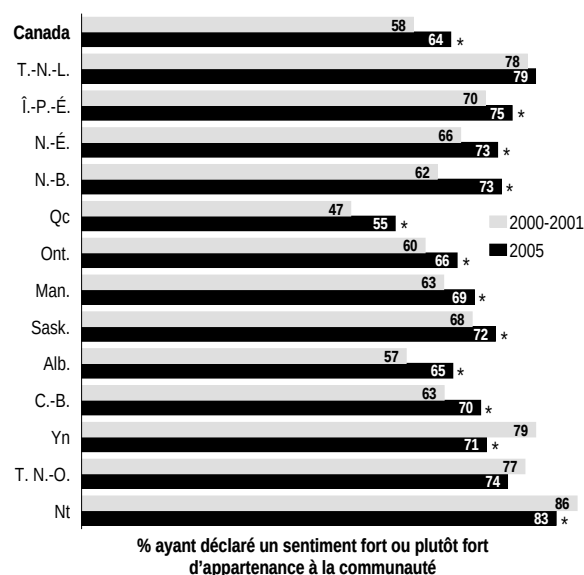
En 2005, près des deux tiers des Canadiens (64 %) éprouvaient un fort sentiment d'appartenance à la communauté, proportion qui regroupe les 17 % qui ont déclaré un fort sentiment d'appartenance et les 47 % qui ont déclaré un sentiment « plutôt fort ». Un peu plus du quart (26 %) ont dit avoir un sentiment d'appartenance à la communauté « plutôt faible » et 10 %, un sentiment « très faible ».

Prévalence plus forte dans les provinces de l'Atlantique et les territoires

La probabilité de déclarer un fort sentiment d'appartenance à la communauté varie d'une région à l'autre du pays (figure 1, tableau A en annexe). Environ les trois quarts des résidents des provinces atlantiques ont fait part d'un fort sentiment d'appartenance, les Terre-Neuviens affichant le taux le plus élevé parmi les dix provinces, soit 79 %. Les taux étaient également élevés pour les résidents des

Figure 1

Pourcentage ayant déclaré un sentiment fort ou plutôt fort d'appartenance à la communauté, selon la province ou le territoire, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2000-2001 et 2005



* valeur significativement différente de l'estimation pour 2000-2001 ($p < 0,05$)

Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycles de 2000-2001 et de 2005.

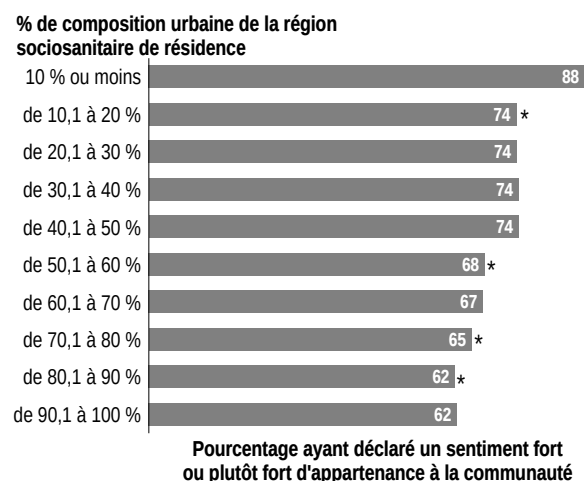
territoires, à savoir 71 % au Yukon, 74 % dans les Territoires du Nord-Ouest et 83 % au Nunavut. Les résidents du Québec étaient les moins susceptibles d'avoir un sentiment d'appartenance, seulement 55 % d'entre eux ayant déclaré que ce sentiment était fort. Une étude antérieure a montré que les Québécois étaient moins susceptibles que les autres Canadiens d'éprouver un fort sentiment d'appartenance au Canada, mais que la prévalence de leur sentiment d'attachement provincial était la même⁹.

La mesure dans laquelle les résidents des régions sociosanitaires de chaque province ont le sentiment d'appartenir à leur communauté varie aussi considérablement. Les régions sociosanitaires constituées de grands centres urbains affichent généralement les taux les plus faibles d'appartenance

à la communauté. Parmi les personnes vivant dans des régions sociosanitaires à prédominance urbaine (de 80 % à 100 % urbaines), le taux global d'appartenance à la communauté était de 62 %. En Ontario, les taux les plus faibles enregistrés pour les régions sociosanitaires étaient ceux de la ville de Toronto, de York et de la ville d'Ottawa; au Manitoba, le taux le plus faible a été enregistré pour Winnipeg, en Saskatchewan, pour Saskatoon, en Alberta, pour Calgary et la Capital Health Region (Edmonton), et en Colombie-Britannique, pour Vancouver. Inversement, les taux d'appartenance les plus élevés ont été enregistrés dans les régions sociosanitaires rurales. Le chiffre pour les résidents des régions sociosanitaires à prédominance rurale (urbaines à 10 % ou moins) était de 88 % (figure 2). Le taux le plus élevé au Canada, soit 90 %, a été relevé dans la région sociosanitaire de Labrador-Grenfell, à Terre-Neuve-et-Labrador.

Figure 2

Pourcentage ayant déclaré un sentiment fort ou plutôt fort d'appartenance à la communauté, selon le pourcentage de composition urbaine de la région sociosanitaire de résidence, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2005



* valeur significativement plus faible que l'estimation précédente ($p < 0,05$)

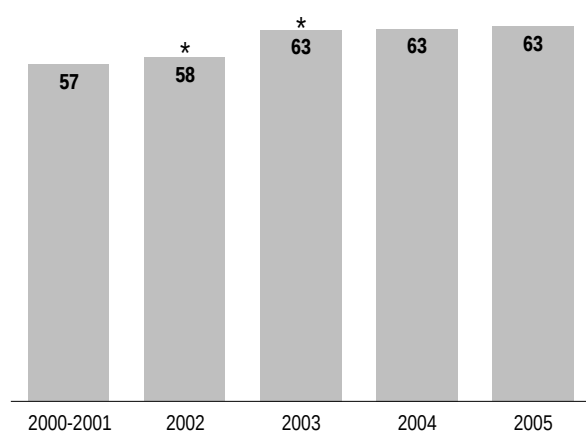
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

Taux en hausse

La question sur l'appartenance à la communauté a été posée lors de chaque cycle de l'ESCC depuis 2000-2001. Comme certains cycles ne s'adressaient qu'à la population de 15 ans et plus et qu'en outre les territoires étaient exclus du champ d'observation de certains cycles, les tendances des taux sont comparées pour la population de 15 ans et plus vivant dans les dix provinces (figure 3). De 2000-2001 à 2002, la proportion de personnes ayant déclaré un fort sentiment d'appartenance à la communauté a augmenté légèrement, pour passer de 57 % à 58 %. En 2003, le taux avait augmenté de 5 points de pourcentage pour s'établir à 63 % et est demeuré stable depuis.

De 2000-2001 à 2005, le sentiment d'appartenance à la communauté a augmenté de manière significative dans toutes les provinces, sauf à Terre-Neuve-et-Labrador (figure 1). La hausse la plus prononcée a eu lieu au Nouveau-Brunswick, où le taux est passé de 62 % à 73 %. Par contre, dans les territoires, les taux ont diminué au Nunavut

Figure 3
Pourcentage ayant déclaré un sentiment fort ou plutôt fort d'appartenance à la communauté, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2000-2001 à 2005



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

Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycles de 2000-2001 à 2005.

Les données

Les estimations sont fondées sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2005 (cycle 3.1). L'ESCC a pour champ d'observation la population à domicile de 12 ans et plus des dix provinces et des trois territoires, sauf les membres des Forces canadiennes régulières et les résidents des établissements, des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. Les données 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 %. Environ 3 % de ces personnes ont été exclues de la présente analyse, parce qu'elles n'avaient pas répondu à la question sur le sentiment d'appartenance à la communauté. Toutes les estimations ont été pondérées afin qu'elles soient représentatives de la population à domicile de 12 ans et plus en 2005. La signification statistique des écarts entre les estimations a été établie au seuil de signification de 0,05. 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*¹⁶⁻¹⁸.

Pour mesurer le *sentiment d'appartenance à la communauté*, on a posé aux participants à l'ESCC la question : « Comment décririez-vous votre sentiment d'appartenance à votre communauté locale? Diriez-vous qu'il est : très fort? plutôt fort? plutôt faible? très faible? »

Pour obtenir l'*autoévaluation de l'état de santé générale*, on a posé la question : « En général, diriez-vous que votre santé est : excellente? très bonne? bonne? passable? mauvaise? »

Pour obtenir l'*autoévaluation de la santé mentale*, on a posé la question : « En général, diriez-vous que votre santé mentale est : excellente? très bonne? bonne? passable? mauvaise? »

Le groupe de *revenu du ménage* est fondé sur le nombre de personnes faisant partie du ménage et sur le revenu total du ménage en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue. Les groupes de revenu du ménage ont été établis en calculant le ratio entre le revenu total du ménage en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête et le seuil de faible revenu (SFR) déterminé par Statistique Canada en tenant compte du nombre de personnes dans le ménage, de la taille de la communauté et de l'année d'enquête. Ces ratios corrigés de revenu ont été groupés en quintiles (cinq groupes, contenant chacun un cinquième de la population canadienne).

La situation de *propriété du logement* a été établie en demandant aux participants à l'enquête si un membre du ménage était propriétaire du logement dans lequel il vivait.

Une variable de *région urbaine/rurale* a été attribuée à chaque enregistrement en se basant sur la composition urbaine, exprimée en pourcentage, de la région sociosanitaire où résidait la personne interrogée. Les régions urbaines ont été définies comme étant des régions urbanisées en continu ayant une concentration démographique d'au moins 1 000 habitants dans le ménage, de la taille de la communauté et de l'année d'enquête. Ces ratios corrigés de revenu ont été groupés en quintiles (cinq groupes, contenant chacun un cinquième de la population canadienne).

La *langue parlée à la maison* a été déterminée à l'aide de la question : « Quelle langue parlez-vous le plus souvent à la maison? »

Pour déterminer le *groupe culturel ou racial*, on a demandé aux participants à l'enquête : « Les gens qui habitent au Canada ont des origines culturelles et raciales très variées. Êtes-vous... » et une liste de réponses à cocher leur a été lue.

et au Yukon, et n'ont pas varié significativement dans les Territoires du Nord-Ouest.

Langue parlée à la maison et groupe culturel

Le sentiment d'appartenance à la communauté est associé à la langue parlée à la maison (tableau 1). Parmi les personnes parlant principalement l'anglais à la maison, 68 % ont dit éprouver un fort sentiment d'appartenance à la communauté. Le chiffre était considérablement plus faible (55 %) chez celles dont la langue parlée à la maison était le français. Parmi les personnes parlant une autre langue à la maison, 60 % ont déclaré avoir un fort sentiment d'appartenance.

La faible prévalence du sentiment d'appartenance à la communauté au niveau national chez les personnes parlant le français à la maison reflète la situation qui règne au Québec. Dans cette province, 61 % des résidents parlant l'anglais à la maison ont déclaré avoir un fort sentiment d'appartenance à la communauté, comparativement à 54 % de ceux dont la langue parlée à la maison était le français (données non présentées). Par contre, dans les autres provinces et les territoires, la probabilité de déclarer avoir un fort sentiment d'appartenance était la même, que la langue parlée à la maison soit l'anglais ou le français (68 % et 67 %, respectivement).

Des associations se dégagent également entre le sentiment d'appartenance à la communauté et le groupe culturel ou racial. Chez les personnes de race blanche, 65 % ont dit avoir un fort sentiment d'appartenance. Le chiffre était plus élevé pour les Asiatiques du Sud (74 %) et plus faible pour les Coréens (50 %), les Chinois (52 %), les Asiatiques du Sud-Est (52 %) et les Latino-Américains (54 %).

Âge, état matrimonial, caractéristiques socioéconomiques

Les proportions d'hommes et de femmes ayant déclaré un fort sentiment d'appartenance à la communauté ne diffèrent pas. Par contre, les taux varient selon le groupe d'âge. Plus des trois quarts (77 %) des jeunes de 12 à 17 ans ont dit éprouver

Tableau 1

Pourcentage ayant déclaré un sentiment fort ou plutôt fort d'appartenance à la communauté, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2005

	%	Intervalle de confiance de 95 %
Total	64,4	64,0 à 64,8
Sexe		
Hommes	64,0	63,4 à 64,6
Femmes†	64,7	64,2 à 65,3
Groupe d'âge		
12 à 17 ans	77,4*	76,3 à 78,4
18 à 29 ans	54,5*	53,5 à 55,5
30 à 44 ans†	62,1	61,2 à 62,9
45 à 64 ans	65,4*	64,7 à 66,2
65 ans et plus	71,6*	70,8 à 72,5
État matrimonial†		
Marié(e) ou union libre†	64,9	64,2 à 65,5
Veuf(ve)	63,2	59,3 à 67,1
Divorcé(e) ou séparé(e)	57,3*	55,7 à 59,0
Jamais marié(e)	54,4*	53,1 à 55,7
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage		
Oui	66,8*	66,0 à 67,6
Non†	63,6	63,1 à 64,1
Niveau de scolarité†		
Pas de diplôme d'études secondaires	61,1	59,6 à 62,6
Diplôme d'études secondaires	64,6*	63,3 à 65,9
Études postsecondaires partielles	63,2	61,3 à 65,1
Diplôme d'études postsecondaires†	62,2	61,6 à 62,8
Quintile de revenu du ménage		
1 Inférieur	60,8*	59,8 à 61,8
2	64,4	63,4 à 65,4
3†	64,7	63,6 à 65,7
4	65,2	64,3 à 66,2
5 Supérieur	65,0	64,1 à 66,0
Propriétaire du logement		
Oui	67,1*	66,6 à 67,6
Non†	55,1	54,3 à 56,0
Langue parlée le plus souvent à la maison		
Anglais†	68,1	67,6 à 68,5
Français	55,0*	54,0 à 55,9
Autre	60,1*	58,3 à 61,8
Groupe culturel ou racial		
Blanc(he)†	64,8	64,4 à 65,3
Sud-Asiatique	74,2*	71,3 à 77,1
Philippin(e)	68,9	63,9 à 73,9
Autochtone (hors réserve)	63,7	61,5 à 65,9
Noir(e)	63,7	59,9 à 67,5
Arabe	62,3	56,0 à 68,6
Japonais	58,7	48,4 à 69,0
Asiatique occidental(e)	57,1	48,3 à 65,9
Latino-Américain(e)	54,3*	48,4 à 60,1
Asiatique du Sud-Est	51,9*	45,8 à 57,9
Chinois(e)	51,8*	48,6 à 55,0
Coréen(ne)	50,0*	39,8 à 60,3
Autre ou origine raciale ou culturelle multiple	62,2	58,8 à 65,5

† catégorie de référence

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

† estimations fondées sur les personnes de 25 à 64 ans

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

un fort sentiment d'appartenance, mais la proportion était nettement plus faible (55 %) chez les jeunes adultes de 18 à 29 ans. Parmi les personnes plus âgées, le taux augmente régulièrement, passant de 62 % chez celles de 30 à 44 ans à 72 % chez les aînés (65 ans et plus).

Le sentiment d'appartenance à la communauté était moins fréquent chez les personnes divorcées ou séparées (57 %) ou jamais mariées (54 %) que chez celles qui étaient mariées ou vivaient en union libre (65 %). Les personnes ayant de jeunes enfants étaient un peu plus susceptibles que celles n'en ayant pas d'avoir un fort sentiment d'appartenance.

De légères associations se dégagent entre le sentiment d'appartenance à la communauté et la situation socioéconomique. Les personnes faisant partie du groupe de revenu du ménage inférieur étaient moins susceptibles d'éprouver un fort sentiment d'appartenance à la communauté que celles du groupe de revenu moyen, mais aucun écart entre les autres groupes n'a été observé. La seule association avec le niveau de scolarité est celle indiquant que les titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires étaient un peu moins susceptibles d'avoir un sentiment d'appartenance que les personnes ne possédant qu'un diplôme d'études secondaires.

En revanche, le fait d'être propriétaire de son logement exerce une influence, 67 % des personnes propriétaires ayant déclaré un fort sentiment d'appartenance à la communauté, comparativement à 55 % de celles qui ne l'étaient pas.

Persistance des associations

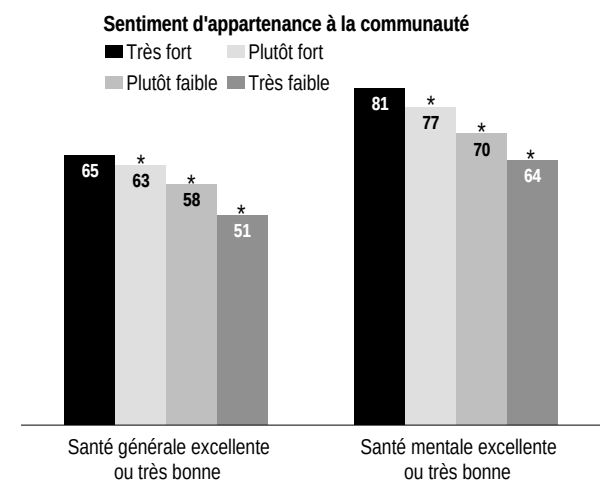
Si on les examine au moyen d'un modèle multivarié, ces associations entre le sentiment d'appartenance à la communauté et les caractéristiques culturelles et sociodémographiques persistent généralement (tableau B en annexe). Comme les taux de prévalence du sentiment d'appartenance à la communauté diffèrent selon le groupe d'âge et que la structure par âge de la population a évolué depuis 2000, les taux chronologiques ont été recalculés afin de les normaliser en prenant pour référence la population de 2005. Les taux bruts et normalisés selon l'âge

sont presque identiques (données non présentées), ce qui indique que l'accroissement au cours du temps n'est pas dû à des variations de la répartition de la population selon l'âge. En outre, afin de vérifier que les différences géographiques ne sont pas imputables à des différences de répartition selon l'âge, les taux provinciaux et au niveau de la région sociosanitaire ont été normalisés selon l'âge en prenant pour référence l'ensemble de la population canadienne de 2005. De nouveau, les taux bruts et corrigés sont semblables; les résultats des tests de signification des écarts entre les taux provinciaux et au niveau de la région sociosanitaire et le taux global pour le Canada (tableau B en annexe) ne varient pour ainsi dire pas lorsqu'ils sont fondés sur les taux corrigés.

Appartenance à la communauté et santé

Près des deux tiers des personnes qui éprouvaient un sentiment d'appartenance à la communauté très fort ou plutôt fort ont déclaré que leur état de santé générale était excellent ou très bon (figure 4). Par

Figure 4
Pourcentage ayant déclaré une santé excellente ou très bonne, selon le sentiment d'appartenance à la communauté, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2005



* valeur significativement plus faible que pour la catégorie précédente ($p < 0,05$)

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

contre, environ la moitié seulement (51 %) de celles éprouvant un sentiment d'appartenance très faible ont jugé favorablement leur état de santé générale. Ces résultats sont particulièrement pertinents, puisqu'il est démontré que l'autoévaluation de l'état de santé générale est un prédicteur de l'incidence de problèmes de santé chroniques, de l'utilisation des services médicaux, du rétablissement après une maladie, de la diminution des capacités fonctionnelles, ainsi que de la mortalité¹⁰⁻¹⁵.

La probabilité de se déclarer en excellent ou en très bon état de santé mentale varie aussi parallèlement à la diminution du sentiment d'appartenance, pour passer de 81 % chez les personnes ayant un fort sentiment d'appartenance à la communauté à 64 % chez celles dont ce sentiment est très faible (figure 4).

Même si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs éventuellement confusionnels, le sentiment d'appartenance à la communauté est fortement associé à l'autoévaluation de l'état de santé générale et mentale (tableau 2). La cote exprimant les chances de déclarer un état de santé générale excellent ou très bon est près de deux fois plus élevée (modèle 1) et celle de déclarer un état de santé mentale excellent ou très bon, plus de deux fois plus élevée (modèle 3) chez les personnes éprouvant un fort sentiment

d'appartenance que chez celles pour lesquelles ce sentiment est faible.

Quand une personne évalue son état de santé générale, ses perceptions sont influencées par des facteurs psychologiques¹⁹. Par conséquent, on ignore dans quelle mesure les facteurs physiques et mentaux contribuent aux associations entre le sentiment d'appartenance à la communauté et l'autoévaluation de l'état de santé générale. Lorsque la relation entre le sentiment d'appartenance à la communauté et l'autoévaluation de l'état de santé générale est examinée à l'aide d'un modèle contenant des variables de contrôle pour l'autoévaluation de l'état de santé mentale, en plus d'autres variables confusionnelles éventuelles, les rapports de cotes pour le sentiment d'appartenance à la communauté diminuent, mais demeurent significatifs (modèle 2). Il semble donc exister une association entre le sentiment d'appartenance à la communauté et la santé physique ainsi que mentale. Toutefois, la nature transversale de la présente analyse ne permet pas de déterminer si c'est la santé qui influe sur le sentiment d'appartenance ou le contraire.

Margot Shields (613 951 4177; Margot.Shields@statcan.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé à Statistique Canada.

Tableau 2

Rapports de cotes corrigés reliant le sentiment d'appartenance à la communauté à une autoévaluation excellente ou très bonne de la santé générale et mentale, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2005

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	Autoévaluation excellente ou très bonne de la santé générale		Autoévaluation excellente ou très bonne de la santé générale compte tenu de l'effet de la santé mentale		Autoévaluation excellente ou très bonne de la santé mentale	
	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 %
Sentiment d'appartenance à la communauté						
Très fort	1,8*	1,7 à 1,9	1,5*	1,4 à 1,7	2,2*	2,0 à 2,3
Plutôt fort	1,4*	1,3 à 1,5	1,2*	1,2 à 1,3	1,5*	1,4 à 1,6
Plutôt faible	1,1*	1,0 à 1,2	1,1	1,0 à 1,1	1,1*	1,0 à 1,2
Très faible [†]	1,0	...	1,0	...	1,0	...

[†] catégorie de référence

[‡] introduction de variables de contrôle pour le sexe, l'âge, l'état matrimonial, la présence d'enfants dans le ménage, le niveau d'études, le revenu du ménage, la situation de propriété du logement, la langue parlée le plus souvent à la maison, le groupe culturel ou racial, le pourcentage de composition urbaine de la région sociosanitaire de résidence, la province ou le territoire, la situation d'activité, la situation d'usage du tabac, le nombre de problèmes de santé physique chroniques et l'existence de troubles de l'humeur ou de troubles anxieux l'année précédente

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

... n'ayant pas lieu de figurer

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

Références

1. L.F. Berkman, T. Glass, I. Brissette *et al.*, « From social integration to health: Durkheim in the new millennium », *Social Science and Medicine*, 51(6), 2000, p. 843-857.
2. J.S. House, K.R. Landis et D. Umberson, « Social relationships and health », *Science*, 241(4865), 1988, p. 540-545.
3. I. Kawachi, B.P. Kennedy, R. Glass, « Social capital and self-rated health: a contextual analysis », *American Journal of Public Health*, 89(8), 1999, p. 1187-1193.
4. I. Kawachi, G.A. Colditz, A. Ascherio *et al.*, « A prospective study of social networks in relation to total mortality and cardiovascular disease in men in the USA », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(3), 1996, p. 245-251.
5. I. Kawachi, B.P. Kennedy, K. Lochner *et al.*, « Social capital, income inequality, and mortality », *American Journal of Public Health*, 87(9), 1997, p. 1491-1498.
6. B.P. Kennedy, I. Kawachi, D. Prothrow-Stith *et al.*, « Social capital, income inequality, and firearm violent crime », *Social Science and Medicine*, 47(1), 1998, p. 7-17.
7. W. Poortinga, « Social capital: An individual or collective resource for health? », *Social Science and Medicine*, 2005.
8. N. Ross, « Appartenance à la collectivité et santé », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 35-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
9. G. Schellenberg, *Enquête sociale générale de 2003 sur l'engagement social, cycle 17 : un aperçu des résultats* (Statistique Canada, n° 89-598-XIF), Ottawa, Ministre de l'Industrie, 2004.
10. C. Evashwick, G. Rowe, P. Diehr *et al.*, « Factors explaining the use of health care services by the elderly », *Health Services Research*, 19(3), 1984, p. 357-382.
11. K.F. Ferraro, M.M. Farmer et J.A. Wybraniec, « Health trajectories: long-term dynamics among black and white adults », *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 1997, p. 38-54.
12. E.L. Idler et Y. Benyamini, « Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies », *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 1997, p. 21-37.
13. E.L. Idler, L.B. Russell et D. Davis, « Survival, functional limitations, and self-rated health in the NHANES I Epidemiologic Follow-up Study, 1992. First National Health and Nutrition Examination Survey », *American Journal of Epidemiology*, 152(9), 2000, p. 874-883.
14. G.A. Kaplan, D.E. Goldberg, S.A. Everson *et al.*, « Perceived health status and morbidity and mortality: evidence from the Kuopio ischaemic heart disease risk factor study », *International Journal of Epidemiology*, 25(2), 1996, p. 259-265.
15. V.L. Wilcox, S.V. Kasl et E.L. Idler, « Self-rated health and physical disability in elderly survivors of a major medical event », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 51(2), 1996, p. S96-104.
16. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
17. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5(3), 1996, p. 281-310.
18. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section*, American Statistical Association, Baltimore, Maryland, août 1999.
19. M. Shields et S. Shooshtari, « Déterminants de l'autoévaluation de la santé », *Rapports sur la santé*, 13(1), 2001, p. 39-63 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

Tableau A

Pourcentage ayant déclaré un sentiment fort ou plutôt fort d'appartenance à la communauté, selon la province ou le territoire et la région sociosanitaire, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2005

	Code de région	%	Intervalle de confiance de 95 %	Valeur significativement plus élevée ou plus faible ($p < 0,05$) que pour :	
				Canada	Province ou territoire
Canada		64,4	64,0 à 64,8	...	...
Terre-Neuve-et-Labrador	1000	79,2	77,5 à 80,9	Plus élevée	...
Eastern Regional Integrated Health Authority	1011	74,7	72,2 à 77,3	Plus élevée	Moins élevée
Central Regional Integrated Health Authority	1012	86,8	83,4 à 90,1	Plus élevée	Plus élevée
Western Regional Integrated Health Authority	1013	81,5	77,6 à 85,4	Plus élevée	Pareille
Labrador-Grenfell Regional Integrated Health Authority	1014	90,3	87,7 à 92,8	Plus élevée	Plus élevée
Île-du-Prince-Édouard	1100	75,1	72,4 à 77,8	Plus élevée	...
West Prince	1101	87,6	82,3 à 93,0	Plus élevée	Plus élevée
East Prince	1102	80,5	76,5 à 84,4	Plus élevée	Plus élevée
Queens	1103	68,9	64,0 à 73,7	Pareille	Moins élevée
Kings	1104	78,4	72,7 à 84,1	Plus élevée	Pareille
Nouvelle-Écosse	1200	72,6	70,9 à 74,2	Plus élevée	...
Zone 1	1201	74,8	71,2 à 78,5	Plus élevée	Pareille
Zone 2	1202	68,7	63,4 à 74,0	Pareille	Pareille
Zone 3	1203	72,3	67,8 à 76,8	Plus élevée	Pareille
Zone 4	1204	78,9	74,7 à 83,1	Plus élevée	Plus élevée
Zone 5	1205	80,0	76,6 à 83,4	Plus élevée	Plus élevée
Zone 6	1206	68,8	65,6 à 72,0	Plus élevée	Moins élevée
Nouveau-Brunswick	1300	73,2	71,6 à 74,8	Plus élevée	...
Region 1	1301	74,9	71,6 à 78,1	Plus élevée	Pareille
Region 2	1302	75,7	72,4 à 78,9	Plus élevée	Pareille
Region 3	1303	70,2	66,5 à 73,9	Plus élevée	Pareille
Region 4	1304	67,9	61,8 à 73,9	Pareille	Pareille
Region 5	1305	79,4	75,0 à 83,8	Plus élevée	Plus élevée
Region 6	1306	67,1	61,4 à 72,8	Pareille	Moins élevée
Region 7	1307	81,0	75,2 à 86,7	Plus élevée	Plus élevée
Québec	2400	54,7	53,8 à 55,6	Moins élevée	...
Région du Bas-Saint-Laurent	2401	66,6	64,0 à 69,1	Pareille	Plus élevée
Région du Saguenay-Lac-Saint-Jean	2402	60,4	56,4 à 64,4	Pareille	Plus élevée
Région de la Capitale Nationale	2403	53,1	49,6 à 56,5	Moins élevée	Pareille
Région de la Mauricie et du Centre-du-Québec	2404	56,0	52,3 à 59,7	Moins élevée	Pareille
Région de l'Estrie	2405	56,9	53,3 à 60,6	Moins élevée	Pareille
Région de Montréal	2406	55,2	53,3 à 57,0	Moins élevée	Pareille
Région de l'Outaouais	2407	52,8	49,1 à 56,5	Moins élevée	Pareille
Région de l'Abitibi-Témiscamingue	2408	56,2	52,2 à 60,1	Moins élevée	Pareille
Région de la Côte-Nord	2409	74,0	70,7 à 77,2	Plus élevée	Plus élevée
Région du Nord-du-Québec	2410	74,3	69,9 à 78,7	Plus élevée	Plus élevée
Région de la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine	2411	71,8	67,9 à 75,8	Plus élevée	Plus élevée
Région de la Chaudière-Appalaches	2412	53,7	50,1 à 57,4	Moins élevée	Pareille
Région de Laval	2413	45,2	42,6 à 47,7	Moins élevée	Moins élevée
Région de Lanaudière	2414	49,4	44,9 à 54,0	Moins élevée	Moins élevée
Région des Laurentides	2415	54,1	50,8 à 57,4	Moins élevée	Pareille
Région de la Montérégie	2416	53,6	50,9 à 56,4	Moins élevée	Pareille
Ontario	3500	65,5	64,7 à 66,3	Plus élevée	...
District of Algoma Health Unit	3526	74,0	70,1 à 78,0	Plus élevée	Plus élevée
Brant County Health Unit	3527	70,6	66,8 à 74,4	Plus élevée	Plus élevée
Durham Regional Health Unit	3530	63,0	59,7 à 66,3	Pareille	Pareille
Elgin-St Thomas Health Unit	3531	69,4	65,2 à 73,7	Plus élevée	Pareille
Grey Bruce Health Unit	3533	74,4	70,8 à 78,1	Plus élevée	Plus élevée
Haldimand-Norfolk Health Unit	3534	66,0	61,4 à 70,6	Pareille	Pareille
Haliburton, Kawartha, Pine Ridge District Health Unit	3535	72,2	68,4 à 76,0	Plus élevée	Plus élevée
Halton Regional Health Unit	3536	69,5	66,4 à 72,7	Plus élevée	Plus élevée
City of Hamilton Health Unit	3537	67,6	64,7 à 70,6	Plus élevée	Pareille

Tableau A

Pourcentage ayant déclaré un sentiment fort ou plutôt fort d'appartenance à la communauté, selon la province ou le territoire et la région sociosanitaire, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2005

	Code de région	%	Intervalle de confiance de 95 %	Valeur significativement plus élevée ou plus faible ($p < 0,05$) que pour :	
				Canada	Province ou territoire
Hastings and Prince Edward Counties Health Unit	3538	78,2	74,5 à 81,9	Plus élevée	Plus élevée
Huron County Health Unit	3539	73,6	68,7 à 78,5	Plus élevée	Plus élevée
Chatham-Kent Health Unit	3540	71,5	68,1 à 75,0	Plus élevée	Plus élevée
Kingston, Frontenac and Lennox and Addington Health Unit	3541	69,5	65,6 à 73,5	Plus élevée	Plus élevée
Lambton Health Unit	3542	77,1	73,7 à 80,4	Plus élevée	Plus élevée
Leeds, Grenville and Lanark District Health Unit	3543	69,6	66,0 à 73,3	Plus élevée	Plus élevée
Middlesex-London Health Unit	3544	67,8	64,4 à 71,2	Plus élevée	Pareille
Niagara Regional Area Health Unit	3546	70,9	67,7 à 74,0	Plus élevée	Plus élevée
North Bay Parry Sound District Health Unit	3547	71,6	67,4 à 75,8	Plus élevée	Plus élevée
Northwestern Health Unit	3549	73,0	68,2 à 77,8	Plus élevée	Plus élevée
City of Ottawa Health Unit	3551	62,2	59,6 à 64,8	Pareille	Moins élevée
Oxford County Health Unit	3552	70,5	65,8 à 75,1	Plus élevée	Plus élevée
Peel Regional Health Unit	3553	67,8	65,5 à 70,2	Plus élevée	Plus élevée
Perth District Health Unit	3554	74,6	70,3 à 79,0	Plus élevée	Plus élevée
Peterborough County-City Health Unit	3555	75,5	71,5 à 79,4	Plus élevée	Plus élevée
Porcupine Health Unit	3556	74,4	70,3 à 78,6	Plus élevée	Plus élevée
Renfrew County and District Health Unit	3557	72,5	67,2 à 77,8	Plus élevée	Plus élevée
Eastern Ontario Health Unit	3558	62,5	58,2 à 66,7	Pareille	Pareille
Simcoe Muskoka District Health Unit	3560	65,1	62,0 à 68,3	Pareille	Pareille
Sudbury and District Health Unit	3561	70,8	67,4 à 74,1	Plus élevée	Plus élevée
Thunder Bay District Health Unit	3562	74,3	71,0 à 77,6	Plus élevée	Plus élevée
Timiskaming Health Unit	3563	72,8	67,8 à 77,8	Plus élevée	Plus élevée
Waterloo Health Unit	3565	65,8	62,8 à 68,8	Pareille	Pareille
Wellington-Dufferin-Guelph Health Unit	3566	64,1	60,6 à 67,6	Pareille	Pareille
Windsor-Essex County Health Unit	3568	67,6	64,7 à 70,5	Plus élevée	Pareille
York Regional Health Unit	3570	60,9	58,1 à 63,8	Moins élevée	Moins élevée
City of Toronto Health Unit	3595	58,2	55,8 à 60,7	Moins élevée	Moins élevée
Manitoba	4600	68,5	66,7 à 70,3	Plus élevée	...
Winnipeg Regional Health Authority	4610	64,6	61,9 à 67,4	Pareille	Moins élevée
Brandon Regional Health Authority	4615	67,4	61,9 à 72,9	Pareille	Pareille
North Eastman Regional Health Authority	4620	70,5	65,0 à 76,1	Plus élevée	Pareille
South Eastman Regional Health Authority	4625	66,2	61,3 à 71,0	Pareille	Pareille
Interlake Regional Health Authority	4630	74,2	69,1 à 79,2	Plus élevée	Plus élevée
Central Regional Health Authority	4640	76,4	72,8 à 80,0	Plus élevée	Plus élevée
Assiniboine Regional Health Authority	4645	82,0	78,2 à 85,8	Plus élevée	Plus élevée
Parkland Regional Health Authority	4660	81,4	76,2 à 86,5	Plus élevée	Plus élevée
Norman Regional Health Authority	4670	74,5	69,6 à 79,4	Plus élevée	Plus élevée
Burntwood/Churchill	4685	72,4	67,2 à 77,6	Plus élevée	Pareille
Saskatchewan	4700	72,2	70,7 à 73,7	Plus élevée	...
Sun Country Regional Health Authority	4701	80,5	75,5 à 85,6	Plus élevée	Plus élevée
Five Hills Regional Health Authority	4702	71,0	66,0 à 76,0	Plus élevée	Pareille
Cypress Regional Health Authority	4703	84,0	80,3 à 87,8	Plus élevée	Plus élevée
Regina Qu'Appelle Regional Health Authority	4704	71,7	68,5 à 75,0	Plus élevée	Pareille
Sunrise Regional Health Authority	4705	67,9	61,3 à 74,5	Pareille	Pareille
Saskatoon Regional Health Authority	4706	66,0	62,7 à 69,2	Pareille	Moins élevée
Heartland Regional Health Authority	4707	79,3	75,2 à 83,3	Plus élevée	Plus élevée
Kelsey Trail Regional Health Authority	4708	79,2	74,8 à 83,7	Plus élevée	Plus élevée
Prince Albert Parkland Regional Health Authority	4709	75,9	71,1 à 80,6	Plus élevée	Pareille
Prairie North Regional Health Authority	4710	79,2	74,6 à 83,8	Plus élevée	Plus élevée
Mamawetan/Keewatin/Athabasca	4714	75,0	70,4 à 79,7	Plus élevée	Pareille
Alberta	4800	64,8	63,4 à 66,1	Pareille	...
Chinook Regional Health Authority	4820	76,8	72,9 à 80,7	Plus élevée	Plus élevée
Palliser Health Region	4821	70,5	66,9 à 74,1	Plus élevée	Plus élevée
Calgary Health Region	4822	60,9	58,5 à 63,3	Moins élevée	Moins élevée
David Thompson Regional Health Authority	4823	71,1	68,2 à 74,0	Plus élevée	Plus élevée
East Central Health	4824	75,1	71,6 à 78,7	Plus élevée	Plus élevée

Tableau A

Pourcentage ayant déclaré un sentiment fort ou plutôt fort d'appartenance à la communauté, selon la province ou le territoire et la région sociosanitaire, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2005

	Code de région	%	Intervalle de confiance de 95 %	Valeur significativement plus élevée ou plus faible ($p < 0,05$) que pour :	
				Canada	Province ou territoire
Capital Health	4825	62,3	59,7 à 64,9	Pareille	Moins élevée
Aspen Regional Health Authority	4826	68,9	64,9 à 73,0	Plus élevée	Plus élevée
Peace Country Health	4827	71,5	67,3 à 75,7	Plus élevée	Plus élevée
Northern Lights Health Region	4828	69,3	64,1 à 74,6	Pareille	Pareille
Colombie-Britannique	5900	69,6	68,6 à 70,6	Plus élevée	...
East Kootenay Health Service Delivery Area	5911	69,1	64,1 à 74,1	Pareille	Pareille
Kootenay-Boundary Health Service Delivery Area	5912	77,2	72,4 à 81,9	Plus élevée	Plus élevée
Okanagan Health Service Delivery Area	5913	71,0	67,2 à 74,7	Plus élevée	Pareille
Thompson/Cariboo Health Service Delivery Area	5914	76,3	72,4 à 80,3	Plus élevée	Plus élevée
Fraser East Health Service Delivery Area	5921	70,0	66,4 à 73,7	Plus élevée	Pareille
Fraser North Health Service Delivery Area	5922	66,6	63,8 à 69,3	Pareille	Moins élevée
Fraser South Health Service Delivery Area	5923	68,4	65,4 à 71,4	Plus élevée	Pareille
Richmond Health Service Delivery Area	5931	66,9	62,1 à 71,7	Pareille	Pareille
Vancouver Health Service Delivery Area	5932	65,5	62,5 à 68,6	Pareille	Moins élevée
North Shore/Coast Garibaldi Health Service Delivery Area	5933	71,7	68,1 à 75,4	Plus élevée	Pareille
South Vancouver Island Health Service Delivery Area	5941	72,6	69,8 à 75,4	Plus élevée	Plus élevée
Central Vancouver Island Health Service Delivery Area	5942	71,8	68,3 à 75,4	Plus élevée	Pareille
North Vancouver Island Health Service Delivery Area	5943	71,5	65,3 à 77,8	Plus élevée	Pareille
Northwest Health Service Delivery Area	5951	80,9	76,6 à 85,1	Plus élevée	Plus élevée
Northern Interior Health Service Delivery Area	5952	68,3	63,5 à 73,2	Pareille	Pareille
Northeast Health Service Delivery Area	5953	67,3	60,2 à 74,4	Pareille	Pareille
Yukon	6001	70,6	66,7 à 74,6	Plus élevée	...
Territoires du Nord-Ouest	6101	74,3	69,3 à 79,3	Plus élevée	...
Nunavut	6201	82,8	79,6 à 85,9	Plus élevée	...

... n'ayant pas lieu de figurer

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

Tableau B

Rapports de cotes corrigés établissant la relation entre un sentiment fort ou plutôt fort d'appartenance à la communauté et certaines caractéristiques, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2005

	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe			Groupe culturel ou racial		
Hommes	1,0	0,9 à 1,0	Blanc(he) [†]	1,0	...
Femmes [†]	1,0	...	Sud-Asiatique	1,8*	1,5 à 2,1
Groupe d'âge			Philippin(e)	1,3*	1,0 à 1,6
12 à 17 ans	2,3*	2,1 à 2,5	Autochtone (hors réserve)	0,9*	0,8 à 1,0
18 à 29 ans	0,8*	0,8 à 0,9	Noir(e)	1,2*	1,0 à 1,5
30 à 44 ans [†]	1,0	...	Arabe	1,3	0,9 à 1,7
45 à 64 ans	1,2*	1,2 à 1,3	Japonais	0,6*	0,4 à 1,0
65 ans et plus	1,7*	1,6 à 1,9	Asiatique occidental(e)	0,9	0,6 à 1,4
État matrimonial			Latino-Américain(e)	0,9	0,7 à 1,1
Marié(e) ou union libre [†]	1,0	...	Asiatique du Sud-Est	0,7*	0,5 à 0,9
Veuf(ve)	1,0	0,9 à 1,1	Chinois(e)	0,6*	0,5 à 0,7
Divorcé(e) ou séparé(e)	0,8*	0,8 à 0,9	Coréen(ne)	0,6*	0,4 à 0,9
Jamais marié(e)	0,9*	0,9 à 1,0	Autre ou origine raciale ou culturelle multiple	1,0	0,8 à 1,2
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage			Pourcentage de composition urbaine de la région sociosanitaire de résidence		
Oui	1,2*	1,2 à 1,3	10 % ou moins	2,4*	1,4 à 4,0
Non [†]	1,0	...	De 10,1 à 20 %	1,0	0,8 à 1,3
Niveau de scolarité			De 20,1 à 30 %	1,2*	1,1 à 1,4
Pas de diplôme d'études secondaires	1,0	0,9 à 1,0	De 30,1 à 40 %	1,1	1,0 à 1,2
Diplôme d'études secondaires	1,0	1,0 à 1,1	De 40,1 à 50 %	1,1	1,0 à 1,2
Études postsecondaires partielles	1,0	1,0 à 1,1	De 50,1 à 60 % [†]	1,0	...
Diplôme d'études postsecondaires [†]	1,0	...	De 60,1 à 70 %	0,9*	0,9 à 1,0
Quintile de revenu du ménage			De 70,1 à 80 %	0,9*	0,8 à 0,9
1 Inférieur	0,9*	0,9 à 1,0	De 80,1 à 90 %	0,8*	0,8 à 0,9
2	1,0	0,9 à 1,1	De 90,1 à 100 %	0,7*	0,7 à 0,8
3 [†]	1,0	...	Province ou territoire		
4	1,1	1,0 à 1,1	Terre-Neuve-et-Labrador	1,6*	1,5 à 1,9
5 Supérieur	1,0	1,0 à 1,1	Île-du-Prince-Édouard	1,2*	1,0 à 1,4
Propriétaire du logement			Nouvelle-Écosse	1,2*	1,1 à 1,3
Oui	1,4*	1,3 à 1,4	Nouveau-Brunswick	1,3*	1,1 à 1,4
Non [†]	1,0	...	Québec	0,8*	0,8 à 0,9
Langue parlée le plus souvent à la maison			Ontario [†]	1,0	...
Anglais [†]	1,0	...	Manitoba	1,1	1,0 à 1,2
Français	0,7*	0,7 à 0,8	Saskatchewan	1,2*	1,1 à 1,3
Autre	0,9*	0,8 à 1,0	Alberta	1,0	0,9 à 1,0
			Colombie-Britannique	1,3*	1,2 à 1,4
			Yukon	1,1	0,9 à 1,4
			Territoires du Nord-Ouest	1,4*	1,0 à 1,8
			Nunavut	2,5*	1,8 à 3,4

[†] catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

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

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Estimations de l'obésité fondées sur des mesures autodéclarées et sur des mesures directes

Margot Shields, Sarah Connor Gorber et Mark S. Tremblay

Résumé

Objectifs

La présente étude s'appuie sur un échantillon représentatif de la population canadienne pour quantifier le biais résultant de l'utilisation de mesures autodéclarées de la taille, du poids et de l'indice de masse corporelle (IMC) plutôt que de mesures directes.

Méthodes

L'analyse porte sur 4 567 participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2005. Au cours d'interviews réalisées sur place, les répondants ont fourni des mesures autodéclarées de leur taille et de leur poids et ont ensuite été mesurés par des intervieweurs qualifiés.

Résultats

En moyenne, les hommes surestiment leur taille de 1 cm et les femmes, de 0,5 cm. Celles-ci sous-estiment leur poids d'environ 2,5 kg en moyenne, contre 1,8 kg pour les hommes. Le biais de déclaration relatif au poids est en étroite corrélation avec la catégorie de l'IMC mesuré. Le taux de sous-déclaration du poids est plus élevé chez les personnes faisant de l'embonpoint – cette tendance s'accroissant davantage chez celles souffrant d'obésité – que chez celles ayant un poids normal. Lorsqu'on se fonde sur des mesures directes plutôt que sur des valeurs autodéclarées, la prévalence de l'obésité est plus élevée de 9 points de pourcentage chez les hommes et de 6 points de pourcentage chez les femmes.

Mots-clés

Indice de masse corporelle, erreur de mesure, classification erronée, obésité, autodéclaration, sensibilité et spécificité, validité

Auteurs

Margot Shields (613-951-4177; Margot.Shields@statcan.ca) et Sarah Connor Gorber (613-951-1193; Sarah.Connorgorber@statcan.ca) travaillent à la Division de l'information et de la recherche sur la santé, et Mark S. Tremblay (613-951-4385; Mark.Tremblay@statcan.ca), à la Division des mesures physiques de la santé, de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Les enquêtes sur la santé de la population appuient souvent leurs estimations de la prévalence de l'obésité sur le calcul de l'indice de masse corporelle (IMC), qui mesure le poids d'une personne en fonction de sa taille. Depuis le milieu des années 1990, l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), les deux principales études sur la santé réalisées par Statistique Canada, s'en remettent généralement aux répondants pour obtenir des données sur leur taille et leur poids, et elles estiment l'IMC à l'aide de ces données.

Une récente revue systématique de la documentation a révélé l'existence d'un biais lié aux données autodéclarées sur le poids et la taille¹. La plupart des études montrent que les autodéclarations sous-estiment le poids et surestiment la taille. La prévalence estimée de l'obésité est donc moins élevée lorsqu'elle est fondée sur des données autodéclarées que lorsqu'elle s'appuie sur des valeurs mesurées. Il semble aussi que les associations entre l'obésité et la morbidité varient selon que l'IMC est calculé en fonction des données autodéclarées ou mesurées^{2,3}.

En 2005, l'ESCC a recueilli, auprès d'un sous-échantillon de répondants, des données autodéclarées et des données mesurées de la taille et du poids. À l'aide de ces données, la présente étude rend compte, pour la population canadienne, de l'ampleur du biais qui existe lorsque la taille, le poids et l'IMC sont calculés à partir de données autodéclarées plutôt que mesurées. Elle se penche sur les facteurs liés à l'erreur de déclaration.

Méthodes

Source des données

Les données sont celles de l'ESCC de 2005, menée auprès des personnes à domicile âgées de 12 ans et plus. Sont exclus du champ de l'enquête les habitants des réserves indiennes et de certaines régions éloignées et les personnes vivant en établissement, les membres à temps plein des Forces canadiennes et les civils résidant dans une base militaire. Les interviews ont été réalisées entre janvier et décembre 2005. Le taux de réponse a été de 79 %, ce qui a donné un échantillon de 132 947 répondants.

L'ESCC de 2005 a fait appel à trois bases de sondage pour choisir l'échantillon des ménages : 49 % des ménages provenaient d'une base aréolaire, 50 %, d'une base liste de numéros de téléphone et 1 %, d'une base de sondage à composition aléatoire (CA). Pour des raisons de coûts, les données mesurées de la taille et du poids ont été recueillies seulement auprès d'un sous-échantillon de répondants (le « sous-échantillon 2 »), tous tirés de la base aréolaire. Les résidents des territoires ont été exclus de ce sous-échantillon.

Au total, 7 376 répondants de l'ESCC ont été choisis pour le sous-échantillon 2. On a obtenu les mesures de la taille et du poids pour 4 735 d'entre eux. La non-réponse s'explique surtout par le refus. Comme les données mesurées de la taille et du poids ont été enregistrées pour 64 % seulement des répondants inclus dans le sous-échantillon 2, on a procédé à un ajustement afin de réduire au minimum le biais de non-réponse. Un poids de sondage particulier a été créé en redistribuant les poids d'échantillonnage des non-répondants entre les répondants au moyen de catégories de propension à répondre. Les variables suivantes ont servi à définir

ces catégories : la région (Colombie-Britannique, Prairies, Ontario, Québec, provinces de l'Atlantique), l'âge, le sexe, la taille du ménage, l'état matrimonial, l'indicateur de région rurale ou urbaine et le trimestre de collecte.

Sur les 4 735 répondants dont on a recueilli les mesures de la taille et du poids, 125 ont été exclus de l'analyse parce que les données autodéclarées sur la taille ou le poids manquaient, et 43 femmes ont été exclues parce qu'elles étaient enceintes au moment de l'enquête. L'ESCC a ainsi porté sur 4 567 répondants.

Les méthodes de l'ESCC sont décrites plus amplement dans un rapport déjà publié⁴.

Techniques d'analyse

On a estimé le biais associé à l'utilisation des données autodéclarées pour le poids, la taille et l'IMC en portant les valeurs autodéclarées en diminution des valeurs mesurées. Un écart positif correspond à une sous-déclaration et un écart négatif, à une surdéclaration. Lorsque l'écart par rapport à la moyenne était égal ou supérieur à cinq écarts-types, la valeur a été considérée comme aberrante et éliminée de l'analyse (28 enregistrements pour le poids, 30 pour la taille et 32 pour l'IMC).

Comme la validité des données autodéclarées varie selon le sexe⁵⁻⁹, l'analyse a été réalisée séparément pour les hommes et pour les femmes. Pour cerner les facteurs associés au biais de déclaration, on a étudié la différence entre les valeurs mesurées et les valeurs autodéclarées en fonction de l'âge, du revenu du ménage, du statut d'immigrant, du niveau d'activité physique durant les loisirs, et du poids, de la taille et de l'IMC mesurés. À l'aide de modèles de régression linéaire multiple, on a déterminé quels facteurs sont associés au biais de façon indépendante.

Les répondants ont été répartis selon la catégorie de leur IMC (voir *Définitions*). Pour évaluer l'ampleur de la classification erronée due à l'utilisation de données autodéclarées pour estimer la prévalence des diverses catégories d'IMC, on a calculé la sensibilité et la spécificité. La sensibilité correspond au pourcentage de vrais positifs et la spécificité, au pourcentage de vrais négatifs. Par exemple, pour évaluer l'obésité (IMC de 30 kg/m² ou plus), la

sensibilité est le pourcentage des répondants considérés comme obèses selon les valeurs autodéclarées, par rapport à ceux considérés comme obèses selon les valeurs mesurées (autrement dit, le pourcentage des répondants obèses qui se sont déclarés obèses). Pour sa part, la spécificité est le pourcentage des répondants considérés comme non obèses (IMC inférieur à 30 kg/m²) selon les valeurs autodéclarées, par rapport aux non-obèses selon les valeurs mesurées (autrement dit, le pourcentage des répondants qui ont déclaré ne pas être obèses par rapport à ceux qui ne l'étaient effectivement pas).

Toutes les estimations ont été pondérées de façon à représenter la population à domicile âgée de 12 ans et plus en 2005 (en utilisant le poids créé pour tenir compte de la non-réponse concernant la taille et le poids mesurés des répondants du sous-échantillon 2). Afin de prendre en compte l'effet du plan d'enquête de l'ESCC, on a calculé les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance de 95 % à l'aide de la méthode du *bootstrap*¹⁰⁻¹². Enfin, on a testé les différences entre les estimations pour déterminer la signification statistique, fixée à 0,05.

Définitions

Pour obtenir *la taille et le poids autodéclarés*, on a posé les questions suivantes :

- « Combien mesurez-vous sans vos souliers? »
Les catégories pour la taille en pieds et en pouces figuraient sur le questionnaire et les valeurs métriques correspondantes étaient entre parenthèses. Les intervieweurs avaient pour consigne d'arrondir au pouce près les mesures au demi-pouce.
- « Combien pesez-vous? » Si on lui posait la question, l'intervieweur demandait au répondant de lui donner son poids sans vêtements. Le répondant donnait ensuite cette valeur en livres ou en kilogrammes. La plupart des répondants (94 %) ont déclaré leur poids en livres.

Pour la majorité des répondants (73 % des hommes et 67 % des femmes), le poids déclaré se terminait par 0 ou 5; pourtant, en se fiant au hasard, on se serait attendu à ce qu'environ 20 % seulement des répondants aient un poids se terminant par un des ces chiffres (10 % pour chacun). Cette *préférence*

relative au dernier chiffre constitue un autre facteur qui a été étudié par rapport au biais de déclaration.

Les intervieweurs de l'ESCC étaient formés pour mesurer la taille et le poids des répondants. La taille était mesurée au 0,5 cm près et le poids, au 0,1 kg près. Pour garantir l'exactitude et la cohérence des mesures, on a utilisé des balances étalonnées (Profit UC-321 fabriquée par Lifesource) et des rubans à mesurer. L'interview durait environ 50 minutes; on demandait aux répondants quels étaient leur taille et leur poids au début de l'interview, et on prenait leurs mesures vers la fin.

L'*indice de masse corporelle* (IMC) est un indice du poids rajusté en fonction de la taille. Dans la présente analyse, l'IMC est calculé selon les valeurs mesurées et autodéclarées, en divisant le poids en kilogrammes par le carré de la taille exprimé en mètres. Selon les lignes directrices canadiennes¹³, qui correspondent à celles de l'Organisation mondiale de la Santé, l'IMC des adultes est réparti en six catégories :

Catégorie	Fourchette de l'IMC en kg/m ²
Insuffisance pondérale	(IMC inférieur à 18,5)
Poids normal	(IMC de 18,5 à 24,9)
Embonpoint	(IMC de 25,0 à 29,9)
Obésité classe I	(IMC de 30,0 à 34,9)
Obésité classe II	(IMC de 35,0 à 39,9)
Obésité classe III	(IMC de 40,0 ou plus)

Les adultes de 18 ans et plus étaient classés par *quartiles de taille* et de *poids* selon les répartitions pondérées. Des seuils distincts ont été établis pour les hommes et pour les femmes, par quartile.

Pour déterminer l'embonpoint et l'obésité chez les enfants et les adolescents, le groupe de travail international sur l'obésité (International Obesity Task Force [IOTF]) a recommandé d'extrapoler les seuils utilisés pour les adultes, soit 25 kg/m² pour l'embonpoint et 30 kg/m² pour l'obésité, en vue de créer des valeurs selon l'âge et le sexe¹⁵. Dans cette analyse, les enfants de 12 à 17 ans étaient répartis dans les catégories de *poids normal*, d'*embonpoint* ou d'*obésité*, selon les critères de l'IOTF; tous les adolescents obèses ont été regroupés dans la catégorie obésité de classe I.

Les *immigrants* s'entendaient des personnes nées hors du Canada qui n'étaient pas des citoyens canadiens par la naissance. Les répondants qui étaient des immigrants étaient répartis en deux groupes, selon la période écoulée depuis leur

immigration au Canada : de 0 à 10 ans et de 11 ans et plus.

On a déterminé le *niveau d'activité physique durant les loisirs* en se fondant sur la dépense énergétique (DE) totale durant les loisirs. La DE a été calculée d'après la fréquence et la durée déclarées de toutes les activités physiques effectuées durant les loisirs par un répondant au cours des trois mois ayant précédé l'interview de l'ESCC de 2005, et d'après la demande d'énergie métabolique (valeur de l'équivalent métabolique ou MET) de chaque activité, laquelle avait été calculée indépendamment¹⁶.

$DE = \sum (N_i * D_i * MET_i / 365 \text{ jours})$, où :

N_i = nombre d'occasions de l'activité i durant une année,

D_i = durée moyenne en heures de l'activité i , et

MET_i = une valeur constante représentant la dépense d'énergie métabolique pour l'activité i .

Les personnes dont la DE était égale ou supérieure à 3 KKJ (kilocalories dépensées par kilogramme de poids corporel par jour) ont été considérées comme *actives*, celles dont la DE était de 1,5 à 2,9 KKJ, comme *modérément actives* et celles dont la DE était inférieure à 1,5 KKJ, comme *inactives*.

On a établi les groupes de *revenu du ménage* en calculant le ratio du revenu total du ménage provenant de toutes les sources au cours des 12 mois précédents au seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada propre au nombre de personnes dans le ménage, à la taille de la collectivité et à l'année de l'enquête. Ces ratios du revenu corrigés ont été groupés en déciles (10 groupes comprenant chacun un dixième des Canadiens). Le revenu du ménage manquait pour 253 enregistrements (8 %) dans les dossiers de l'analyse. Dans le but de maximiser la taille de l'échantillon, on a créé une catégorie pour les valeurs manquantes sur le revenu et on l'a incorporée dans l'analyse de régression.

Résultats

Taille

En moyenne, la taille autodéclarée a surpassé la taille mesurée (tableau 1) de 0,7 cm. Les hommes ont surévalué leur taille de 1 cm en moyenne, contre 0,5 cm pour les femmes.

La tendance à surévaluer sa taille a augmenté avec l'âge, plus particulièrement chez les personnes âgées (tableau 2). Les hommes et les femmes de 65 à 79 ans se sont dit respectivement plus grands de 2,3 cm et de 1,6 cm qu'ils ne l'étaient en réalité et ceux âgés de 80 ans et plus, de 2,6 cm et de 3,3 cm.

Tableau 1

Taille, poids et indice de masse corporelle (IMC) moyens, selon le mode de collecte et le sexe, population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005

	Taille de l'échantillon	Mode de collecte		Différence	
		Valeur mesurée	Valeur autodéclarée	Valeur mesurée moins valeur autodéclarée	Intervalle de confiance de 95 %
Taille moyenne (cm)					
Les deux sexes	4 537	168,3	169,0*	-0,7	-0,9 à -0,6
Hommes	2 108	174,8	175,8*	-1,0	-1,2 à -0,8
Femmes	2 429	161,8	162,3*	-0,5†	-0,7 à -0,3
Poids moyen (kg)					
Total	4 539	74,9	72,8*	2,1	2,0 à 2,3
Hommes	2 112	81,9	80,1*	1,8	1,6 à 2,0
Femmes	2 427	67,9	65,4*	2,5†	2,2 à 2,7
IMC moyen (kg/m²)					
Les deux sexes	4 535	26,4	25,3*	1,1	1,0 à 1,1
Hommes	2 113	26,8	25,8*	0,9	0,8 à 1,0
Femmes	2 422	26,0	24,8*	1,2†	1,1 à 1,3

* valeur significativement différente de l'estimation pour les données mesurées ($p < 0,05$)

† valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes ($p < 0,05$)

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

Tableau 2

Taille moyenne (en cm) et différence moyenne entre la taille mesurée et la taille autodéclarée (en cm), selon certaines caractéristiques, population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005

	Hommes					Femmes				
	Taille de l'échantillon	Taille moyenne		Différence moyenne		Taille de l'échantillon	Taille moyenne		Différence moyenne	
		Valeur mesurée	Valeur auto-déclarée	Valeur mesurée moins valeur auto-déclarée	Intervalle de confiance de 95 %		Valeur mesurée	Valeur auto-déclarée	Valeur mesurée moins valeur auto-déclarée	Intervalle de confiance de 95 %
Total	2,108	174,8	175,8*	-1,0	-1,2 à -0,8	2,429	161,8	162,3*	-0,5	-0,7 à -0,3
Groupe d'âge										
12 à 24 ans	435	174,0	174,4	-0,3 [‡]	-0,7 à 0,1	435	162,8	162,6	0,3 [‡]	-0,2 à 0,7
25 à 44 ans	684	176,0	176,8*	-0,7	-1,1 à -0,4	735	163,3	163,5	-0,2	-0,5 à 0,0
45 à 64 ans [†]	589	174,9	176,0*	-1,1	-1,5 à -0,7	673	161,9	162,3*	-0,4	-0,8 à 0,0
65 à 79 ans	325	172,6	174,9*	-2,3 [‡]	-2,9 à -1,7	426	158,0	159,6*	-1,6 [‡]	-2,0 à -1,1
80 ans et plus	75	171,2	173,9*	-2,6 [‡]	-3,7 à -1,5	160	154,7	157,9*	-3,3 [‡]	-4,2 à -2,4
Décile du revenu du ménage										
1 à 3 (inférieurs)	582	173,3	174,5*	-1,2	-1,7 à -0,7	893	159,9	160,8*	-0,9 [‡]	-1,3 à -0,5
4 à 7 [†]	795	174,7	175,5*	-0,8	-1,2 à -0,4	815	162,1	162,4	-0,3	-0,6 à 0,1
8 à 10 (supérieurs)	588	175,9	177,1*	-1,1	-1,4 à -0,8	513	163,8	164,1*	-0,3	-0,7 à 0,0
Statut d'immigrant										
Immigrant (de 0 à 10 ans au Canada)	90	173,9	174,8	-0,9	-1,8 à 0,0	103	159,2	159,9*	-0,7	-1,3 à 0,0
Immigrant (11 ans ou plus au Canada)	303	172,7	174,2*	-1,5 [‡]	-2,1 à -1,0	332	160,7	161,9*	-1,1 [‡]	-1,8 à -0,5
Né au Canada [†]	1 713	175,3	176,2*	-0,9	-1,1 à -0,6	1 994	162,2	162,5*	-0,4	-0,6 à -0,1
Niveau d'activité physique durant les loisirs										
Actif	562	174,3	175,2*	-0,9	-1,3 à -0,5	483	163,6	163,7	-0,1 [‡]	-0,5 à 0,3
Modérément actif	548	175,7	176,5*	-0,9	-1,3 à -0,5	615	162,3	162,8*	-0,5	-0,9 à -0,1
Inactif [†]	998	174,6	175,7*	-1,1	-1,4 à -0,7	1 331	160,9	161,5*	-0,6	-0,9 à -0,4
Quartile de la taille mesurée, 18 ans et plus (en cm)										
1 (inférieur)	507	166,0	168,3*	-2,3 [‡]	-2,8 à -1,9	660	153,0	154,9*	-1,9 [‡]	-2,3 à -1,5
2 [†]	474	172,9	174,2*	-1,3	-1,6 à -0,9	569	159,7	160,1*	-0,5	-0,8 à -0,1
3	466	177,8	178,7*	-0,9	-1,3 à -0,6	560	164,4	164,6	-0,2	-0,5 à 0,1
4 (supérieur)	438	184,9	184,5	0,4 [‡]	-0,1 à 1,0	430	171,6	171,2	0,4 [‡]	-0,1 à 0,9
Catégorie de l'IMC mesuré (fourchette de kg/m ²)										
Insuffisance pondérale (inférieur à 18,5)	19	175,6	173,9	1,7	-1,0 à 4,4	62	162,4	162,9	-0,5	-1,4 à 0,5
Poids normal (de 18,5 à 24,9) [†]	750	174,9	175,0	-0,1	-0,4 à 0,2	1 133	162,7	162,7	0,0	-0,3 à 0,2
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	851	174,9	176,2*	-1,3 [‡]	-1,6 à -1,0	696	161,1	161,9*	-0,8 [‡]	-1,2 à -0,4
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	382	174,4	176,2*	-1,8 [‡]	-2,4 à -1,3	339	160,8	161,7*	-0,8 [‡]	-1,3 à -0,4
Obésité, classe II (de 35,0 à 39,9)	84	175,2	176,9*	-1,7 [‡]	-3,0 à -0,4	129	159,7	161,1*	-1,4 [‡]	-2,3 à -0,5
Obésité, classe III (40,0 ou plus)	22	173,3	175,4*	-2,1 [‡]	-3,9 à -0,3	70	159,5	162,3*	-2,8 [‡]	-4,7 à -0,9

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

[†] catégorie de référence

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

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

Les réponses des personnes les plus petites (celles dont la taille les plaçait dans le quartile inférieur de la répartition) étaient les moins exactes : les hommes de ce groupe surévaluaient leur taille de 2,3 cm en moyenne et les femmes, de 1,9 cm. Il n'y avait aucune différence marquée entre la taille mesurée et la taille autodéclarée des hommes faisant partie du quartile

supérieur (les plus grands) et des femmes des deux quartiles supérieurs.

La surdéclaration de la taille a varié selon l'IMC mesuré. Pour les répondants dans la catégorie de poids normal, aucun écart n'a été constaté entre la taille mesurée et la valeur autodéclarée, mais ceux qui faisaient de l'embonpoint ou souffraient

Tableau 3

Poids moyen (en kg) et différence moyenne entre le poids mesuré et le poids autodéclaré (en kg), selon certaines caractéristiques, population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005

	Hommes					Femmes				
	Taille de l'échantillon	Poids moyen		Différence moyenne		Taille de l'échantillon	Poids moyen		Différence moyenne	
		Valeur mesurée	Valeur auto-déclarée	Valeur mesurée moins valeur auto-déclarée	Intervalle de confiance de 95 %		Valeur mesurée	Valeur auto-déclarée	Valeur mesurée moins valeur auto-déclarée	Intervalle de confiance de 95 %
Total	2 112	81,9	80,1*	1,8	1,6 à 2,0	2 427	67,9	65,4*	2,5	2,2 à 2,7
Groupe d'âge										
12 à 24 ans	433	70,6	69,4*	1,2 [‡]	0,8 à 1,6	435	60,4	58,6*	1,7 [‡]	1,4 à 2,1
25 à 44 ans	690	83,5	81,9*	1,5 [‡]	1,1 à 1,9	730	67,9	65,6*	2,3 [‡]	1,9 à 2,6
45 à 64 ans [†]	589	87,2	84,8*	2,4	1,8 à 2,9	673	72,6	69,5*	3,1	2,6 à 3,6
65 à 79 ans	325	84,3	81,8*	2,5	2,0 à 3,0	428	68,9	66,2*	2,7	1,8 à 3,6
80 ans et plus	75	75,0	74,0*	1,0 [‡]	0,0 à 1,9	161	62,9	61,0*	1,8 [‡]	1,1 à 2,6
Décile du revenu du ménage										
1 à 3 (inférieurs)	586	79,2	77,5*	1,7	1,2 à 2,2	898	67,5	65,2*	2,3	1,9 à 2,7
4 à 7 [†]	795	81,4	79,7*	1,6	1,3 à 2,0	815	68,5	65,9*	2,6	2,3 à 2,9
8 à 10 (supérieurs)	588	85,8	83,6*	2,2	1,8 à 2,6	507	68,9	66,2*	2,7	2,2 à 3,2
Statut d'immigrant										
Immigrant (de 0 à 10 ans au Canada)	91	76,0	75,6	0,3 [‡]	-1,0 à 1,7	102	59,6	58,0*	1,7 [‡]	1,0 à 2,4
Immigrant (11 ans ou plus au Canada)	304	81,2	79,2*	1,9	1,3 à 2,5	334	68,3	65,6*	2,7	2,1 à 3,3
Né au Canada [†]	1 715	82,6	80,7*	1,9	1,7 à 2,2	1 991	68,4	65,9*	2,5	2,2 à 2,7
Niveau d'activité physique durant les loisirs										
Actif	562	78,3	76,5*	1,8	1,3 à 2,2	480	65,4	62,7*	2,7	2,3 à 3,1
Modérément actif	549	82,2	80,4*	1,8	1,4 à 2,2	615	65,0	62,8*	2,1	1,8 à 2,5
Inactif [†]	1 001	83,5	81,7*	1,8	1,5 à 2,2	1 332	69,9	67,4*	2,5	2,2 à 2,8
Quartile du poids mesuré, 18 ans ou plus (en kg)										
1 (inférieur)	497	66,5	66,5	0,0 [‡]	-0,5 à 0,5	564	52,5	51,9*	0,6 [‡]	0,4 à 0,9
2 [†]	466	77,8	76,7*	1,1	0,6 à 1,6	550	61,6	59,9*	1,7	1,4 à 2,0
3	479	86,8	84,8*	2,0 [‡]	1,7 à 2,4	582	71,1	68,4*	2,7 [‡]	2,4 à 3,1
4 (supérieur)	450	103,5	99,4*	4,1 [‡]	3,6 à 4,7	522	90,8	85,7*	5,1 [‡]	4,4 à 5,8
Préférence – dernier chiffre (poids)										
Oui	1 533	82,5	80,7*	1,8	1,6 à 2,1	1 630	69,7	66,9*	2,8 [‡]	2,5 à 3,1
Non [†]	579	80,2	78,4*	1,8	1,3 à 2,2	797	64,3	62,5*	1,8	1,5 à 2,0
Catégorie de l'IMC mesuré (fourchette de kg/m ²)										
Insuffisance pondérale (inférieur à 18,5)	18	52,2	59,1*	-6,9 [‡]	-12,8 à -1,0	60	46,7	47,5	-0,7 [‡]	-2,0 à 0,5
Poids normal (de 18,5 à 24,9) [†]	751	68,5	68,2	0,3	0,0 à 0,6	1 132	57,8	56,5*	1,3	1,1 à 1,5
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	853	83,3	81,4*	1,9 [‡]	1,6 à 2,2	701	70,5	67,6*	2,9 [‡]	2,5 à 3,3
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	382	97,2	93,5*	3,8 [‡]	3,2 à 4,3	339	83,0	79,1*	3,9 [‡]	3,2 à 4,6
Obésité, classe II (de 35,0 à 39,9)	85	112,6	106,5*	6,2 [‡]	4,9 à 7,5	131	94,4	88,5*	5,9 [‡]	4,1 à 7,7
Obésité, classe III (40,0 ou plus)	23	118,5	113,5*	5,0 [‡]	2,7 à 7,4	64	118,2	109,6*	8,6 [‡]	6,0 à 11,1

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

[†] catégorie de référence

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

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

d'obésité ont eu tendance à surévaluer leur taille. Cette divergence était prononcée pour la catégorie obésité de classe III, les hommes surévaluant leur taille de 2,1 cm en moyenne, contre 2,8 cm pour les femmes.

Des régressions linéaires multiples ont servi à établir les variables associées aux écarts entre la taille autodéclarée et la taille mesurée. La taille mesurée, le poids mesuré et l'âge avaient une corrélation indépendante avec les écarts pour les deux sexes

(tableau A en annexe). En générale, la taille était surestimée. Les coefficients de régression positifs de régression (par exemple, la taille) correspondent donc à une réduction du biais de surdéclaration et les coefficients négatifs (par exemple, le poids), à une augmentation de ce biais. Ces associations entre les différences dans la taille, d'une part, et le revenu du ménage, le statut d'immigrant et l'activité physique, d'autre part, présentes dans l'analyse unidimensionnelle, n'ont pas persisté dans l'analyse multidimensionnelle.

Poids

En moyenne, le poids autodéclaré était inférieur de 2,1 kg au poids mesuré. Le biais était plus élevé chez les femmes, qui, en moyenne, sous-estimaient leur poids de 2,5 kg, contre 1,8 kg pour les hommes.

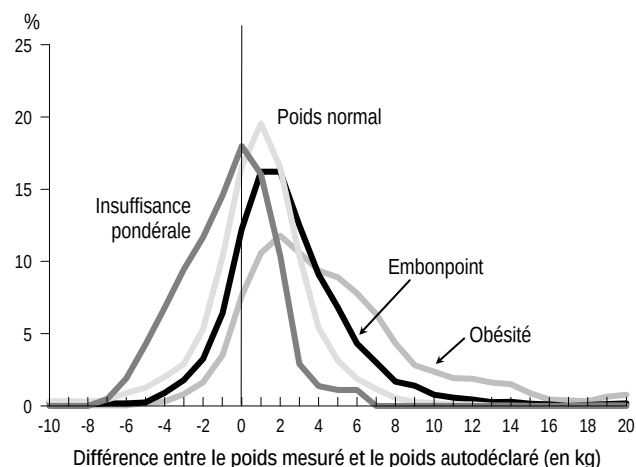
Dans les quatre quartiles de poids mesuré, les femmes ont sous-estimé leur poids, celles classées dans le quartile inférieur déclarant peser en moyenne 0,6 kg de moins que leur poids réel, contre 5,1 kg pour celles du quartile supérieur (tableau 3). Le poids autodéclaré des hommes du quartile inférieur ne différait pas de leur poids mesuré. Les hommes classés dans les autres quartiles ont sous-estimé leur poids, ceux du deuxième quartile déclarant peser 1,1 kg de moins que leur poids réel, contre 4,1 kg pour ceux du quartile supérieur.

La préférence relative au dernier chiffre (c'est-à-dire pour un chiffre se terminant par 0 ou 5) était corrélée avec la sous-déclaration chez les femmes, mais non chez les hommes. Les femmes ayant cette préférence ont en général arrondi leur poids à la baisse, alors que les hommes étaient enclins à l'arrondir autant à la hausse qu'à la baisse.

Les différences entre le poids autodéclaré et le poids mesuré étaient fortement corrélées avec l'IMC mesuré. Les hommes ayant une insuffisance pondérale ont surestimé leur poids de 6,9 kg en moyenne. Le poids autodéclaré des hommes ayant un poids normal a peu différait de leur poids mesuré, mais les hommes ayant de l'embonpoint ou souffrant d'obésité ont eu tendance à sous-estimer leur poids, l'écart entre les deux valeurs étant le plus grand chez les obèses. Le poids autodéclaré des femmes ayant une insuffisance pondérale a peu différait de leur poids mesuré. Les femmes classées

Figure 1

Répartition en pourcentage de la différence[†] entre le poids mesuré et le poids autodéclaré (en kg), par catégorie de l'IMC mesuré, population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005



[†] valeur mesurée moins valeur autodéclarée

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

dans les catégories poids normal, embonpoint et obésité se sont toutes déclarées plus minces qu'elles ne l'étaient en réalité, et plus leur IMC était élevé, plus elles avaient tendance à sous-estimer leur poids.

Lorsque l'écart entre les valeurs autodéclarée et mesurée pour le poids est illustré sous forme de graphique (figure 1), l'augmentation du biais associé à la catégorie de l'IMC est manifeste. À mesure que l'IMC passe de l'insuffisance pondérale à l'obésité, la distribution des différences moyennes se déplace à la droite du zéro, indiquant que l'ampleur de la sous-déclaration augmente parallèlement à l'IMC.

Dans l'analyse multidimensionnelle, la variable la plus déterminante de l'écart entre le poids autodéclaré et le poids mesuré était le poids mesuré (tableau B en annexe), comme en font foi les coefficients de régression normalisés. En l'occurrence, la valeur positive du coefficient de régression pour le poids faisait état d'une augmentation du biais. Le coefficient de régression négatif pour la taille mesurée des hommes montre une corrélation entre l'augmentation de la taille mesurée et la diminution de la sous-déclaration du poids. Chez les femmes, on a constaté un rapport avec le niveau d'activité physique durant les loisirs,

Tableau 4

IMC moyen (kg/m²) et différence moyenne entre l'IMC mesuré et l'IMC autodéclaré, selon certaines caractéristiques, population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005

	Hommes					Femmes				
	Taille de l'échantillon	IMC moyen		Différence moyenne		Taille de l'échantillon	IMC moyen		Différence moyenne	
		Valeur mesurée	Valeur auto-déclarée	Valeur mesurée moins valeur auto-déclarée	Intervalle de confiance de 95 %		Valeur mesurée	Valeur auto-déclarée	Valeur mesurée moins valeur auto-déclarée	Intervalle de confiance de 95 %
Total	2 113	26,8	25,8*	0,9	0,8 à 1,0	2 422	26,0	24,8*	1,2	1,1 à 1,3
Groupe d'âge										
12 à 24 ans	436	23,2	22,6*	0,6 [†]	0,4 à 0,8	437	22,8	22,0*	0,8 [‡]	0,5 à 1,1
25 à 44 ans	688	26,9	26,2*	0,8 [‡]	0,6 à 0,9	730	25,5	24,6*	0,9 [‡]	0,8 à 1,1
45 à 64 ans [†]	589	28,5	27,3*	1,1	0,9 à 1,4	668	27,8	26,4*	1,4	1,1 à 1,7
65 à 79 ans	325	28,3	26,7*	1,6 [‡]	1,3 à 1,9	426	27,6	26,0*	1,6	1,3 à 2,0
80 ans et plus	75	25,5	24,4*	1,1	0,7 à 1,4	161	26,3	24,5*	1,9	1,4 à 2,4
Décile du revenu du ménage										
1 à 3 (inférieurs)	587	26,4	25,4*	1,0	0,8 à 1,3	893	26,5	25,2*	1,3	1,0 à 1,5
4 à 7 [†]	795	26,6	25,7*	0,8	0,7 à 1,0	815	26,1	25,0*	1,1	0,9 à 1,3
8 à 10 (supérieurs)	588	27,6	26,6*	1,1	0,9 à 1,2	508	25,7	24,5*	1,2	0,9 à 1,4
Statut d'immigrant										
Immigrant (de 0 à 10 ans au Canada)	91	25,2	24,7	0,5	-0,1 à 1,0	102	23,5	22,6*	0,9	0,6 à 1,1
Immigrant (11 ans ou plus au Canada)	304	27,2	26,1*	1,1	0,9 à 1,3	333	26,5	25,0*	1,5	1,1 à 1,8
Né au Canada [†]	1 716	26,8	25,9*	1,0	0,8 à 1,1	1 987	26,1	25,0*	1,1	1,0 à 1,3
Niveau d'activité physique durant les loisirs										
Actif	562	25,6	24,8*	0,9	0,7 à 1,1	478	24,5	23,4*	1,1	0,9 à 1,3
Modérément actif	550	26,6	25,7*	0,9	0,7 à 1,1	614	24,7	23,7*	1,0 [‡]	0,9 à 1,2
Inactif [†]	1 001	27,4	26,4*	1,0	0,8 à 1,2	1 330	27,0	25,8*	1,3	1,1 à 1,5
Préférence – dernier chiffre (poids)										
Oui	1 533	26,9	25,9*	1,0	0,9 à 1,1	1 628	26,6	25,3*	1,3 [‡]	1,1 à 1,5
Non [†]	580	26,5	25,6*	0,9	0,6 à 1,1	794	24,7	23,8*	0,9	0,8 à 1,0
Catégorie de l'IMC mesuré (fourchette de kg/m²)										
Insuffisance pondérale (inférieur à 18,5)	18	16,9	19,5*	-2,6 [‡]	-4,9 à -0,4	60	17,6	17,8	-0,2 [‡]	-0,6 à 0,2
Poids normal (de 18,5 à 24,9) [†]	751	22,3	22,1*	0,1	0,0 à 0,3	1 132	21,8	21,3*	0,5	0,4 à 0,6
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	853	27,2	26,2*	1,0 [‡]	0,9 à 1,2	701	27,1	25,7*	1,4 [‡]	1,2 à 1,6
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	383	31,9	30,0*	1,9 [‡]	1,6 à 2,2	341	32,1	30,1*	2,1 [‡]	1,7 à 2,5
Obésité, classe II (de 35,0 à 39,9)	85	36,7	34,0*	2,7 [‡]	2,2 à 3,3	131	37,1	34,1*	3,0 [‡]	2,1 à 3,8
Obésité, classe III (40,0 ou plus)	23	41,6	37,6*	4,0 [‡]	2,7 à 5,3	57	47,3	42,4*	5,0 [‡]	3,0 à 6,9

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

[†] catégorie de référence

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

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

les femmes actives étant légèrement plus enclines à sous-déclarer leur poids. L'âge et le statut d'immigrant étaient significatifs dans l'analyse unidimensionnelle, mais ces corrélations n'ont pas persisté dans l'analyse multidimensionnelle.

Indice de masse corporelle

L'IMC fondé sur la taille et le poids autodéclarés a été, en moyenne, de 1,1 kg/m² inférieur à celui reposant sur les valeurs mesurées. Autant les

hommes que les femmes ont sous-estimé leur taille, mais l'écart a été un peu plus grand chez les femmes (1,2 kg/m²) que chez les hommes (0,9 kg/m²).

L'importance de l'écart entre l'IMC fondé sur la taille et le poids autodéclarés et celui reposant sur les mesures réelles est fortement corrélée avec l'IMC mesuré (tableau 4). L'IMC fondé sur les valeurs autodéclarées des hommes ayant une insuffisance pondérale a été surestimé. Quant aux femmes ayant une insuffisance pondérale, l'IMC reposant sur les

Tableau 5

Catégorie de l'indice de masse corporelle (IMC) autodéclaré, par catégorie d'IMC mesuré et selon le sexe, population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005

	Catégorie de l'IMC mesuré (fourchette de kg/m ²)									
	Insuffisance pondérale (inférieur à 18,5)		Poids normal (de 18,5 à 24,9)		Embonpoint (de 25,0 à 29,9)		Obésité classe I (de 30,0 à 34,9)		Obésité classes II et III (de 35 ou plus)	
	milliers	%	milliers	%	milliers	%	milliers	%	milliers	%
Catégorie de l'IMC autodéclaré (fourchette de kg/m²)										
Les deux sexes	402	100	10 859	100	8 746	100	4 288	100	1 562	100
Insuffisance pondérale (inférieur à 18,5)	271	67	308	3	1	0	6	0	0	0
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	131	33	10 163	94	2 651	30	120	3	4	0
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	0	0	388	4	5 851	67	1 894	44	134	9
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	0	0	0	0	244	3	2 247	52	603	39
Obésité, classes II et III (35,0 ou plus)	0	0	0	0	0	0	22	1	822	53
Sensibilité										
Vrais positifs (%) (intervalle de confiance de 95 %)	67 (53 à 82)		94 (92 à 95)		67 (63 à 71)		52 (46 à 58)		53 (44 à 62)	
Spécificité										
Vrais négatifs (%) (intervalle de confiance de 95 %)	99 (98 à 99)		81 (78 à 83)		86 (84 à 88)		96 (95 à 97)		100 (100 à 100)	
Hommes	110	100	4 620	100	5 130	100	2 595	100	556	100
Insuffisance pondérale (inférieur à 18,5)	44	40	43	1	0	0	6	0	0	0
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	66	60	4 374	95	1 387	27	37	1	0	0
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	0	0	203	4	3 584	70	1 208	47	56	10
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	0	0	0	0	159	3	1 325	51	248	45
Obésité, classes II et III (35,0 ou plus)	0	0	0	0	0	0	20	1	252	45
Sensibilité										
Vrais positifs (%) (intervalle de confiance de 95 %)	40 (8 à 71)		95 (93 à 97)		70 (65 à 75)		51 (43 à 59)		45 (32 à 59)	
Spécificité										
Vrais négatifs (%) (intervalle de confiance de 95 %)	100 (99 à 100)		82 (79 à 85)		81 (78 à 84)		96 (95 à 98)		100 (100 à 100)	
Femmes	293	100	6 238	100	3 617	100	1 693	100	1 006	100
Insuffisance pondérale (inférieur à 18,5)	227	78	265	4	1	0	0	0	0	0
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	65	22	5 789	93	1 265	35	83	5	4	0
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	0	0	185	3	2 267	63	686	41	78	8
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	0	0	0	0	85	2	922	54	355	35
Obésité, classes II et III (35,0 ou plus)	0	0	0	0	0	0	2	0	570	57
Sensibilité										
Vrais positifs (%) (intervalle de confiance de 95 %)	78 (63 à 92)		93 (90 à 95)		63 (57 à 68)		54 (46 à 63)		57 (45 à 68)	
Spécificité										
Vrais négatifs (%) (intervalle de confiance de 95 %)	98 (97 à 99)		79 (75 à 82)		90 (88 à 92)		96 (95 à 97)		100 (100 à 100)	

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

Tableau 6

Exactitude de la classification de l'obésité (IMC de 30 kg/m² ou plus) fondée sur le poids et la taille autodéclarés, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005

	Sensibilité (Vrais positifs (%))			Spécificité (Vrais négatifs (%))		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Total	63,1	58,5	68,5	98,8	98,4	99,2
Groupe d'âge						
12 à 24 ans	56,6	47,1	66,6	99,0	99,8	98,2
25 à 44 ans [†]	70,0	67,8	73,0	98,7	98,0	99,4
45 à 64 ans	63,8	56,7	72,4	98,3	97,1	99,4
65 ans et plus	52,5*	49,9*	55,0*	99,7	99,7	99,8

[†] catégorie de référence

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

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

valeurs autodéclarées a peu varié par rapport à celui basé sur les valeurs mesurées. Pour toutes les autres catégories d'IMC, l'IMC autodéclaré était inférieur à l'IMC mesuré, cette sous-estimation s'étant accentuée en fonction de l'IMC. Les hommes de la classe obésité III ont sous-estimé leur IMC de 4,0 kg/m² en moyenne, contre 5,0 kg/m² pour les femmes de la même catégorie.

Dans l'analyse multidimensionnelle, les variables les plus déterminantes des écarts dans l'IMC étaient le poids et la taille mesurés (tableau C en annexe). On a aussi observé une faible corrélation avec l'âge. Chez les femmes, il s'est dégagé une corrélation avec le niveau d'activité physique durant les loisirs : la sous-estimation de l'IMC a été un peu plus

Tableau 7

Répartition de la prévalence de l'indice de masse corporelle (IMC) selon le mode de collecte et le sexe, population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005

Catégorie d'IMC (fourchette de kg/m ²)	Mode de collecte		Différence en points de pourcentage	
	Valeur mesurée	Valeur auto-déclarée	Valeur mesurée moins valeur auto-déclarée	Intervalle de confiance de 95 %
Les deux sexes				
Obésité (de 30,0 ou plus)	22,6	15,2*	7,4	6,0 à 8,8
Embonpoint/Obésité (de 25,0 ou plus)	56,5	47,2*	9,3	7,8 à 10,7
Insuffisance pondérale (inférieur à 18,5)	1,6	2,3*	-0,7	-1,2 à -0,2
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	42,0	50,5*	-8,5	-10,0 à -7,1
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	33,8	32,0	1,9	-0,1 à 3,8
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	16,6	12,0*	4,6	3,2 à 6,1
Obésité, classes II et III (35,0 ou plus)	6,0	3,3*	2,8	2,1 à 3,4
Hommes				
Obésité (de 30,0 ou plus)	24,2	15,4*	8,8	6,7 à 11,0
Embonpoint/Obésité (de 25,0 ou plus)	63,6	54,2*	9,4	7,5 à 11,4
Insuffisance pondérale (inférieur à 18,5)	0,8 ^E	0,7 ^E	0,1	-0,4 à 0,6
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	35,5	45,1*	-9,6	-11,6 à -7,5
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	39,4	38,8	0,6	-2,4 à 3,6
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	19,9	13,3*	6,6	4,3 à 8,9
Obésité, classes II et III (35,0 ou plus)	4,3	2,1 ^{E*}	2,2	1,4 à 3,0
Femmes				
Obésité (de 30,0 ou plus)	21,0	15,0*	6,0	4,4 à 7,5
Embonpoint/Obésité (de 25,0 ou plus)	49,2	40,1*	9,1	6,9 à 11,3
Insuffisance pondérale (inférieur à 18,5)	2,3 ^E	3,8*	-1,6	-2,4 à -0,7
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	48,6	56,1*	-7,5	-9,9 à -5,2
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	28,2	25,0*	3,1	0,7 à 5,6
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	13,2	10,6*	2,6	0,9 à 4,3
Obésité, classes II et III (35,0 ou plus)	7,8	4,4*	3,4	2,4 à 4,4

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

^E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

importante chez les femmes actives et modérément actives que chez les inactives.

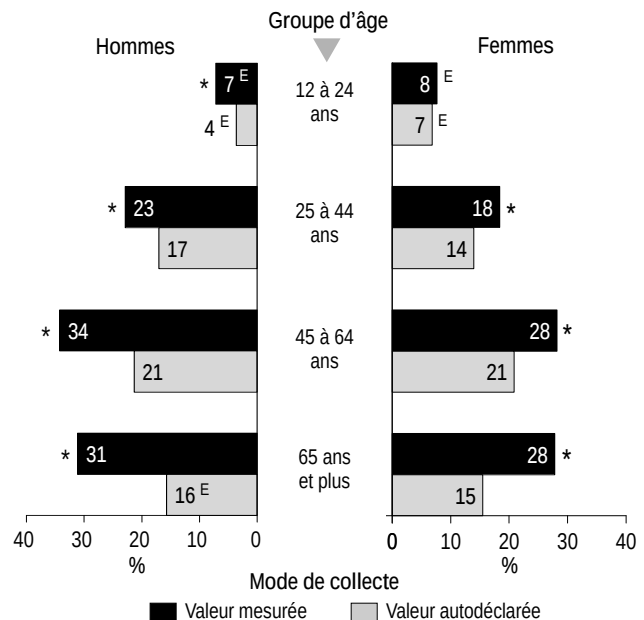
Classification erronée des catégories d'IMC

L'ampleur de la classification erronée qui ressort lorsque l'IMC s'appuie sur la taille et le poids autodéclarés a été évaluée en calculant la sensibilité et la spécificité (tableau 5).

La sensibilité a été élevée pour les répondants de la catégorie de poids normal, selon la taille et le poids

Figure 2

Pourcentage d'obésité (IMC de 30 kg/m² ou plus), selon le mode de collecte, le sexe et le groupe d'âge, population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005



* valeur significativement différente de l'estimation pour les répondants du même sexe, selon les valeurs autodéclarées ($p < 0,05$)

^E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

mesurés. Ainsi, 95 % des hommes et 93 % des femmes se situant dans la fourchette de poids normal selon leur taille et leur poids mesurés ont été classés correctement dans cette catégorie, selon la taille et le poids qu'ils ont déclarés. Pour les répondants ayant de l'embonpoint, le degré de sensibilité est tombé à 70 % chez les hommes et à 63 % chez les femmes. La sensibilité a été faible chez les hommes et les femmes obèses : 51 % et 54 % respectivement pour la catégorie obésité de classe I, et 45 % et 57 % pour les catégories obésité des classes II et III. Pour les répondants ayant une insuffisance pondérale, la sensibilité a été particulièrement faible chez les hommes (40 %), mais plus élevée chez les femmes, soit 78 %.

Pour l'ensemble de la catégorie obésité (IMC de 30 kg/m² ou plus), la sensibilité est ressortie à 63 % et a été légèrement supérieure chez les femmes (tableau 6). Elle s'est avérée particulièrement faible chez les personnes âgées.

La spécificité a été très élevée (plus de 95 %) pour les catégories d'obésité, ce qui donne à penser que très peu de répondants ont déclaré une taille et un poids permettant de les classer dans la catégorie obésité s'ils n'appartenaient pas vraiment à cette catégorie.

Prévalence de l'obésité

La prévalence estimée des catégories d'IMC diffère considérablement lorsqu'elle est calculée selon la taille et le poids mesurés plutôt que selon les valeurs autodéclarées (tableau 7). La prévalence de l'obésité fondée sur les données mesurées est supérieure de 7 points de pourcentage à l'estimation reposant sur les données autodéclarées (22,6 % contre 15,2 %). Chez les hommes, la prévalence de l'obésité fondée sur les données mesurées est plus élevée de 9 points de pourcentage, contre 6 points de pourcentage pour les femmes.

Les écarts sont particulièrement marqués chez les personnes de 65 ans ou plus (figure 2). Chez les hommes âgés, l'estimation de l'obésité fondée sur les valeurs mesurées est supérieure de 15 points de pourcentage à celle reposant sur les valeurs autodéclarées, contre 13 points de pourcentage pour les femmes âgées.

Discussion

La présente étude est la première analyse représentative à l'échelle nationale ayant pour but de comparer la taille, le poids et l'IMC autodéclarés de la population canadienne, avec des valeurs mesurées. Des erreurs systématiques en sont ressorties, comme lors d'études antérieures¹, les répondants ayant surestimé leur taille et sous-estimé leur poids.

Comme l'ont montré d'autres études^{5,7,8,17,18}, le taux de surdéclaration de la taille augmente avec l'âge des hommes et des femmes, étant particulièrement élevé chez les 65 ans et plus. Une diminution de la stature des personnes âgées résulte fréquemment de l'ostéoporose et de la perte de tonus musculaire¹⁹ liées au vieillissement, et il se peut que les répondants aient indiqué la taille qu'ils avaient à une autre époque.

L'ampleur de la sous-déclaration du poids a été plus élevée selon l'ESCC de 2005 que selon les

études réalisées à partir d'enquêtes sur la santé menées à l'étranger (aux États-Unis^{5,20,21}, en Angleterre^{22,23}, en Écosse²⁴, au pays de Galles⁷, en Espagne¹⁷, en Nouvelle-Zélande¹⁸, au Mexique²⁵, en Finlande²⁶ et au Brésil²⁷). La plupart des données pour ces études ont été recueillies il y a au moins dix ans.

En outre, une étude effectuée au Canada il y a une vingtaine d'années (en 1985) a comparé les données sur le poids autodéclaré de l'Enquête sur la promotion de la santé et celles sur le poids mesuré de l'Enquête condition physique Canada de 1981²⁸. En ce qui concerne le poids moyen des 20 à 69 ans, les deux sondages ont dégagé une variation négligeable chez les hommes, alors que chez les femmes, les valeurs mesurées étaient en fait inférieures de 0,6 kg aux valeurs autodéclarées. Ces conclusions se rapprochent de celles d'une étude américaine de cette période-là²⁹, ce qui indique que la tendance à sous-déclarer son poids s'est accentuée dans l'intervalle.

Depuis quelques années, le pourcentage de Canadiens ayant un surpoids est en nette progression^{30,31} et confirme une tendance mondiale³². Vu que l'ampleur de la sous-déclaration du poids croît en fonction de l'IMC, l'augmentation du biais global reflète peut-être les pourcentages plus élevés de Canadiens ayant de l'embonpoint ou étant obèses en 2005. Il se peut aussi que la condamnation sociale de l'obésité entre en ligne de compte. La prévalence croissante de l'obésité ne semble pas avoir rendu plus acceptable le fait d'avoir un poids corporel excessif, et il y a tout lieu de croire que l'attitude réprobatrice de la société s'intensifie³³. Ce phénomène explique peut-être la tendance plus répandue chez les femmes à sous-déclarer leur poids, celles-ci se sentant peut-être davantage poussées à se conformer à des normes « acceptées »³⁴.

Limites

Pour diverses raisons, la taille et le poids mesurés ont été obtenus pour seulement 64 % des répondants qui avaient été choisis pour la composante des mesures physiques (sous-échantillon 2) de l'ESCC. Un poids de sondage spécial a été créé pour réduire au minimum le biais de non-réponse associé aux facteurs tels que l'âge,

En quoi cette étude est-elle importante?

- Pour des raisons budgétaires et logistiques, la taille et le poids autodéclarés sont recueillis dans le cadre d'enquêtes à grande échelle sur la santé au Canada.
- Il importe de démontrer dans quelle mesure l'utilisation des données autodéclarées biaise les estimations de l'embonpoint et de l'obésité, et de déterminer les facteurs liés aux erreurs de déclaration.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Selon la plupart des études, les données autodéclarées sous-estiment le poids et surestiment la taille, donnant lieu à une estimation plus faible de la prévalence de l'obésité que celle fondée sur des données mesurées.

Ce qu'apporte l'étude

- En 2005, l'estimation de la prévalence de l'obésité fondée sur des données mesurées était supérieure de 7 points de pourcentage à celle reposant sur des données autodéclarées (22,6 % contre 15,2 %).
- Dans l'ESCC de 2005, la sous-estimation du poids était plus élevée que lors d'études antérieures fondées sur des enquêtes sur la santé de la population, réalisées dans divers pays.
- La surestimation de la taille et la sous-estimation du poids se sont accrues en fonction de la progression de l'IMC.

le sexe et la région du pays (voir *Source des données*). Néanmoins, les estimations de l'obésité fondées sur les valeurs mesurées pourraient quand même être biaisées si la taille et le poids des non-répondants différaient systématiquement de la taille et du poids de ceux pour qui on a obtenu ces valeurs mesurées. Cependant, comme on a recueilli les données sur la taille et le poids autodéclarés auprès des répondants et des non-répondants à la composante des mesures physiques, on a pu partiellement évaluer l'importance du biais en comparant les estimations de l'obésité calculées à partir de ces données autodéclarées. Parmi tous les répondants choisis pour la prise des mesures physiques, la prévalence de l'obésité fondée sur les valeurs autodéclarées s'est chiffrée à 15,9 % (tableau D en annexe). Cette

prévalence, nettement plus élevée chez les non-répondants que chez les personnes dont la taille et le poids ont été mesurés (19,1 % contre 14,0 %), indique que les personnes corpulentes étaient moins susceptibles d'accepter d'être mesurées. Mais lorsque le poids de sondage spécial a été appliqué aux répondants qui ont accepté d'être mesurés, la prévalence de l'obésité fondée sur les données autodéclarées a atteint 15,2 %, ce qui est semblable à la valeur estimée pour tous les répondants choisis en vue d'être mesurés.

On peut attribuer une partie du biais associé à la sous-déclaration du poids aux vêtements. Les répondants ont été pesés habillés, mais quand les gens se pèsent à la maison, ils portent peu ou pas de vêtements. Et lorsque les répondants leur ont posé la question, les intervieweurs leur ont demandé de donner leur poids sans vêtements.

On peut attribuer une partie du biais associé à la surdéclaration à l'arrondissement. Les intervieweurs avaient pour consigne d'arrondir au pouce près les mesures au demi-pouce, alors que pour la composante des mesures, la taille était arrondie au 0,5 cm près.

D'autres études ont été conçues de manière que les participants ignorent qu'on allait les mesurer^{2,18} : en effet, s'ils savent qu'ils seront mesurés, ils déclareront peut-être des valeurs plus exactes. Bien qu'on n'ait pas ordonné aux intervieweurs de l'ESCC de s'assurer que les répondants du sous-échantillon 2 ignorent qu'ils seraient mesurés, cela ne semble avoir eu aucune incidence sur les valeurs autodéclarées : il n'y avait aucune différence entre la taille et le poids moyens autodéclarés des répondants choisis à partir de la base aréolaire en vue d'être mesurés et ceux des répondants qui ne l'ont pas été.

Alors que la taille et le poids mesurés étaient considérés comme des valeurs « vraies », certains facteurs ont pu limiter leur exactitude. Les intervieweurs de Statistique Canada formés à cette fin ont mesuré la taille et le poids des répondants; toutefois, les mesures prises par des techniciens de la santé – courantes dans d'autres études – peuvent s'avérer plus exactes^{5,29}. Les intervieweurs de Statistique Canada ont utilisé des balances étalonnées de façon identique et des rubans à mesurer gradués

en unités identiques, mais on n'a pas effectué de tests de validité et de fiabilité pour évaluer l'exactitude et la reproductibilité des données entre intervieweurs et pour chacun de ceux-ci. Des stadiomètres auraient peut-être fourni des mesures plus exactes de la taille que les rubans à mesurer.

Enfin, la présente étude compare la taille et le poids mesurés avec les valeurs autodéclarées obtenues au cours d'interviews menées sur place. Il se peut que ces autodéclarations donnent lieu à une prévalence estimée de l'obésité plus élevée que si les données avaient été obtenues par interview téléphonique³⁵. Cependant, l'estimation de l'obésité fondée sur des données autodéclarées pour la partie de l'échantillon jointe par téléphone était inférieure de seulement 1 % à celle pour le sous-échantillon 2, laquelle reposait sur les autodéclarations recueillies en personne.

Conclusion

Pour des raisons budgétaires et logistiques, la collecte des données autodéclarées sur la taille et le poids se poursuivra dans le cadre d'enquêtes sur la santé menées à grande échelle par Statistique Canada. Comme le révèle la présente enquête, cette pratique introduit des valeurs biaisées pour la taille et le poids des répondants, et il en résulte une forte mesure de classification erronée de la population par catégorie d'IMC. La prévalence de l'obésité fondée sur les données mesurées était supérieure de 7 points de pourcentage à l'estimation basée sur les données autodéclarées (22,6 % contre 15,2 %).

Cette étude présente un intérêt particulier pour les décideurs, les chercheurs et les utilisateurs de données. Jusqu'à maintenant, les tendances de la prévalence de l'obésité au Canada se sont

généralement appuyées sur l'autodéclaration, mais l'utilisation de telles données signifie qu'on ignore l'exactitude des estimations et l'évolution véritable de cette prévalence avec le temps.

En outre, les résultats soulèvent la question de savoir si la corrélation entre l'IMC et les problèmes de santé liés à l'obésité est faussée lorsque l'IMC est calculé d'après les données autodéclarées. On affirme souvent que la sous-estimation de la prévalence de l'obésité peut *affaiblir* la corrélation entre l'obésité et ses conséquences sur la santé. Toutefois, une deuxième enquête fondée sur les données de l'ESCC de 2005³⁶ a révélé que le lien entre les problèmes de santé et l'embonpoint ainsi que l'obésité était exagéré lorsque l'IMC était calculé à partir de données autodéclarées plutôt que mesurées. Pour rectifier ce biais, les chercheurs pourraient songer à corriger les valeurs autodéclarées ou à réduire les seuils de l'IMC pour les catégories d'embonpoint et d'obésité.

Enfin, il importera de mesurer périodiquement l'ampleur du biais pour voir si elle varie avec le temps. En 2007, Statistique Canada a lancé l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS), l'enquête comportant des mesures physiques la plus complète jamais réalisée à l'échelle nationale. Les données de l'ECMS permettront de pousser plus loin les recherches portant sur le biais attribuable à l'utilisation des données autodéclarées dans l'estimation de la prévalence de l'obésité. En outre, l'ensemble de données servira à étudier l'IMC calculé d'après des mesures directes pour le comparer à d'autres mesures anthropométriques, comme la circonférence de la taille et des hanches et les mesures du pli cutané. ●

Références

1. S. Connor Gorber, M. Tremblay, D. Moher et al., « A comparison of direct vs. self-report measures for assessing height, weight and body mass index: a systematic review », *Obesity Reviews*, 8(4), 2007, p. 307-326.
2. M. Yannakoulia, D.B. Panagiotakos, C. Pitsavos *et al.*, « Correlates of BMI misreporting among apparently healthy individuals: the ATTICA study », *Obesity*, 14(5), 2006, p. 894-901.
3. A.A. Santillan et C.A. Camargo, « Body mass index and asthma among Mexican adults: the effect of using self-reported vs measured weight and height », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 27(11), 2003, p. 1430-1433.
4. 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, n° 82-003 au catalogue).
5. M.F. Kuczmarski, R.J. Kuczmarski et M. Najjar, « Effects of age on validity of self-reported height, weight, and body mass index: findings from the Third National Health and Nutrition Examination Survey, 1988-1994 », *Journal of the American Dietetic Association*, 101(1), 2001, p. 28-34.

6. I. Niedhammer, I. Bugel, S. Bonenfant *et al.*, « Validity of self-reported weight and height in the French GAZEL cohort », *International Journal of Obesity*, 24(9), 2000, p. 1111-1118.
7. R.J. Roberts, « Can self-reported data accurately describe the prevalence of overweight? », *Public Health*, 109(4), 1995, p. 275-284.
8. G. Bostrom et F. Diderichsen, « Socioeconomic differentials in misclassification of height, weight and body mass index based on questionnaire data », *International Journal of Epidemiology*, 26(4), 1997, p. 860-866.
9. S. Ziebland, M. Thorogood, A. Fuller *et al.*, « Desire for the body normal: body image and discrepancies between self-reported and measured height and weight in a British population », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(1), 1996, p. 105-106.
10. 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, n° 12-001 au catalogue).
11. 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.
12. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section, August 1999*, Baltimore, Maryland, août 1999.
13. Santé Canada, *Lignes directrices canadiennes pour la classification du poids chez les adultes*, 2003 (Santé Canada, n° H49-179/2003F au catalogue).
14. Organisation mondiale de la Santé, *Utilisation et interprétation de l'anthropométrie, Rapport d'un comité OMS d'experts* (Organisation mondiale de la Santé, série de rapports techniques n° 854), Genève, 1995.
15. T.J. Cole, M.C. Bellizzi, K.M. Flegal *et al.*, « Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey », *British Medical Journal*, 320(7244), 2000, p. 1240-1243.
16. Institut canadien de la recherche sur la condition physique et le mode de vie [www.cflri.ca] (document consulté le 27 juillet 2007).
17. J.C. Alvarez-Torices, J. Franch-Nadal, F. Alvarez-Guisasola *et al.*, « Self-reported height and weight and prevalence of obesity. Study in a Spanish population », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 17(11), 1993, p. 663-667.
18. A.W. Stewart, R.T. Jackson, M.A. Ford *et al.*, « Underestimation of relative weight by use of self-reported height and weight », *American Journal of Epidemiology*, 125(1), 1987, p. 122-126.
19. C.P. de Groot, A.L. Perdigao et P. Deurenberg, « Longitudinal changes in anthropometric characteristics of elderly Europeans. SENECA Investigators », *European Journal of Clinical Nutrition*, 50 Suppl 2, 1996, p. S9-15.
20. E.V. Villanueva, « The validity of self-reported weight in US adults: a population based cross-sectional study », *BMC Public Health*, 1, 2001, p. 11.
21. M.L. Rowland, « Self-reported weight and height », *American Journal of Clinical Nutrition*, 52(6), 1990, p. 1125-1133.
22. E.A. Spencer, P.N. Appleby, G.K. Davey *et al.*, « Validity of self-reported height and weight in 4808 EPIC-Oxford participants », *Public Health Nutrition*, 5(4), 2002, p. 561-565.
23. D. Gunnell, L. Berney, P. Holland *et al.*, « How accurately are height, weight and leg length reported by the elderly, and how closely are they related to measurements recorded in childhood? », *International Journal of Epidemiology*, 29(3), 2000, p. 456-464.
24. C. Bolton-Smith, M. Woodward, H. Tunstall-Pedoe *et al.*, « Accuracy of the estimated prevalence of obesity from self reported height and weight in an adult Scottish population », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54(2), 2000, p. 143-148.
25. J.A. Avila-Funes, L.M. Gutierrez-Robledo et R.S. Ponce De Leon, « Validity of height and weight self-report in Mexican adults: Results from the National Health and Aging Study », *The Journal of Nutrition, Health & Aging*, 8(5), 2004, p. 355-361.
26. L. Jalkanen, J. Tuomilehto, A. Tanskanen *et al.*, « Accuracy of self-reported body weight compared to measured body weight. A population survey », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 15(3), 1987, p. 191-198.
27. M.I. Schmidt, B.B. Duncan, M. Tavares *et al.*, « Validity of self-reported weight—a study of urban Brazilian adults », *Revista de Salud Pública*, 27(4), 1993, p. 271-276.
28. W.J. Millar, « Distribution of body weight and height: comparison of estimates based on self-reported and observed measures », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 40(4), 1986, p. 319-323.
29. M.L. Rowland, « Reporting bias in height and weight data », *Statistical Bulletin of the Metropolitan Insurance Company*, 70(2), 1989, p. 2-11.
30. M. Tjepkema, « Obésité chez les adultes », *Rapports sur la santé*, 17(3), 2006, p. 9-26 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
31. M. Shields, « L'embonpoint et l'obésité chez les enfants et les adolescents », *Rapports sur la santé*, 17(3), 2006, p. 27-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
32. Organisation mondiale de la Santé, *Obésité : prévention et prise en charge de l'épidémie mondiale* (Organisation mondiale de la Santé, série de rapports techniques n° 894), Genève, 2000.
33. R.M. Puhl et K.D. Brownell, « Psychosocial origins of obesity stigma: toward changing a powerful and pervasive bias », *Obesity Reviews*, 4(4), 2003, p. 213-227.
34. M.R. Larson, « Social desirability and self-reported weight and height », *International Journal of Obesity*, 24(5), 2000, p. 663-665.
35. Y. Béland et M. St-Pierre, « Mode effects in the Canadian Community Health Survey: a comparison of CATI and CAPI », [traduction : Effets du mode de collecte à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : une comparaison de l'IPAO et l'ITAO] dans J. Lepkowski, C. Tucker, J.M. Brick *et al.* dir. *Advances in Telephone Survey Methodology*, New York, N.Y., Wiley, 2008, p. 297-314.
36. M. Shields, S. Connor Gorber et M. Tremblay, « Effets des mesures sur l'obésité et la morbidité », *Rapports sur la santé*, 19(2), 2008, p. 87-95 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

Annexe

Tableau A

Coefficients de régression associant certaines caractéristiques à la différence[†] entre la taille mesurée et la taille autodéclarée (en cm), population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005

	Hommes			Femmes		
	Coefficient de régression (B)	Intervalle de confiance de 95 %	Coefficient de régression normalisé (bêta)	Coefficient de régression (B)	Intervalle de confiance de 95 %	Coefficient de régression normalisé (bêta)
Groupe d'âge						
12 à 24 ans	0,17	-0,48 à 0,82	0,02	0,15	-0,43 à 0,74	0,02
25 à 44 ans	0,02	-0,54 à 0,58	0,00	-0,14	-0,62 à 0,33	-0,02
45 à 64 ans [‡]	...	...	...	...	...	...
65 à 79 ans	-0,99*	-1,68 à -0,29	-0,09	-0,75*	-1,29 à -0,22	-0,07
80 ans et plus	-1,55*	-2,71 à -0,39	-0,06	-2,08*	-2,98 à -1,18	-0,13
Décile du revenu du ménage						
1 à 3 (inférieurs)	-0,14	-0,64 à 0,36	-0,02	-0,16	-0,62 à 0,30	-0,02
4 à 7 [‡]	...	...	...	...	...	...
8 à 10 (supérieurs)	-0,34	-0,85 à 0,18	-0,04	-0,34	-0,80 à 0,11	-0,04
Statut d'immigrant						
Immigrant (de 0 à 10 ans au Canada)	-0,22	-1,10 à 0,66	-0,02	-0,35	-1,01 à 0,31	-0,03
Immigrant (11 ans ou plus au Canada)	-0,18	-0,73 à 0,38	-0,02	-0,43	-1,01 à 0,15	-0,05
Né au Canada [‡]	...	...	...	...	...	...
Niveau d'activité physique durant les loisirs						
Actif	-0,10	-0,61 à 0,41	-0,01	-0,10	-0,56 à 0,36	-0,01
Modérément actif	-0,05	-0,51 à 0,42	-0,01	-0,31	-0,76 à 0,13	-0,04
Inactif [‡]	...	...	...	...	...	...
Taille mesurée (en cm)	0,16*	0,12 à 0,19	0,38	0,14*	0,10 à 0,18	0,32
Poids mesuré (en kg)	-0,05*	-0,06 à -0,03	-0,22	-0,03*	-0,05 à -0,02	-0,15
Coordonnée à l'origine	-24,24			-20,86		
Information-type						
R ²	0,14			0,15		
Taille de l'échantillon	2 106			2 429		

[†] valeur mesurée moins valeur autodéclarée

[‡] catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

Tableau B

Coefficients de régression associant certaines caractéristiques à la différence[†] entre le poids mesuré et le poids autodéclaré (en kg), population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005

	Hommes			Femmes		
	Coefficient de régression (B)	Intervalle de confiance de 95 %	Coefficient de régression normalisé (bêta)	Coefficient de régression (B)	Intervalle de confiance de 95 %	Coefficient de régression normalisé (bêta)
Groupe d'âge						
12 à 24 ans	0,81	-0,03 à 1,66	0,08	-0,04	-0,64 à 0,56	0,00
25 à 44 ans	-0,21	-0,87 à 0,45	-0,03	-0,33	-0,89 à 0,22	-0,04
45 à 64 ans [‡]	...	...	...	...	...	...
65 à 79 ans	0,25	-0,43 à 0,93	0,02	0,07	-0,92 à 1,06	0,01
80 ans et plus	-0,26	-1,28 à 0,77	-0,01	-0,15	-0,95 à 0,64	-0,01
Décile du revenu du ménage						
1 à 3 (inférieurs)	0,31	-0,26 à 0,87	0,03	-0,24	-0,69 à 0,21	-0,03
4 à 7 [‡]	...	...	...	...	...	...
8 à 10 (supérieurs)	0,12	-0,40 à 0,64	0,01	0,08	-0,51 à 0,66	0,01
Statut d'immigrant						
Immigrant (de 0 à 10 ans au Canada)	-0,88	-2,05 à 0,29	-0,06	0,45	-0,27 à 1,17	0,03
Immigrant (11 ans ou plus au Canada)	0,05	-0,61 à 0,72	0,01	0,22	-0,36 à 0,79	0,02
Né au Canada [‡]	...	...	...	...	...	...
Niveau d'activité physique durant les loisirs						
Actif	0,31	-0,20 à 0,83	0,04	0,79*	0,32 à 1,25	0,08
Modérément actif	0,09	-0,41 à 0,59	0,01	0,25	-0,13 à 0,63	0,03
Inactif [‡]	...	...	...	...	...	...
Préférence – dernier chiffre (poids)						
Oui	-0,18	-0,63 à 0,28	-0,02	0,47*	0,15 à 0,78	0,06
Non [‡]	...	...	...	...	...	...
Poids mesuré (en kg)	0,13*	0,10 à 0,15	0,52	0,11*	0,09 à 0,14	0,50
Taille mesurée (en cm)	-0,09*	-0,13 à -0,05	-0,20	-0,03	-0,05 à 0,00	-0,06
Coordonnée à l'origine	6,91			-1,48		
Information-type						
R ²	0,20			0,25		
Taille de l'échantillon	2 110			2 427		

[†] valeur mesurée moins valeur autodéclarée

[‡] catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

Tableau C

Coefficients de régression associant certaines caractéristiques à la différence[†] entre les valeurs mesurées et les valeurs autodéclarées de l'indice de masse corporelle (IMC kg/m²), population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005

	Hommes			Femmes		
	Coefficient de régression (B)	Intervalle de confiance de 95 %	Coefficient de régression normalisé (bêta)	Coefficient de régression (B)	Intervalle de confiance de 95 %	Coefficient de régression normalisé (bêta)
Groupe d'âge						
12 à 24 ans	0,38*	0,01 à 0,74	0,09	0,19	-0,22 à 0,61	0,04
25 à 44 ans	-0,01	-0,29 à 0,28	0,00	-0,07	-0,34 à 0,20	-0,02
45 à 64 ans [‡]	...	...	...	...	...	...
65 à 79 ans	0,41*	0,06 à 0,75	0,07	0,21	-0,21 à 0,63	0,03
80 ans et plus	0,29	-0,14 à 0,73	0,02	0,57*	0,07 à 1,07	0,06
Décile du revenu du ménage						
1 à 3 (inférieurs)	0,17	-0,06 à 0,40	0,04	-0,01	-0,26 à 0,25	0,00
4 à 7 [‡]	...	...	...	...	...	...
8 à 10 (supérieurs)	0,11	-0,12 à 0,33	0,03	0,17	-0,15 à 0,49	0,04
Statut d'immigrant						
Immigrant (de 0 à 10 ans au Canada)	-0,20	-0,63 à 0,22	-0,03	0,22	-0,10 à 0,54	0,03
Immigrant (11 ans ou plus au Canada)	0,00	-0,26 à 0,27	0,00	0,21	-0,05 à 0,47	0,04
Né au Canada [‡]	...	...	...	...	...	...
Niveau d'activité physique durant les loisirs						
Actif	0,10	-0,12 à 0,32	0,03	0,31*	0,06 à 0,56	0,06
Modérément actif	0,09	-0,14 à 0,32	0,02	0,19*	0,01 à 0,38	0,04
Inactif [‡]	...	...	...	...	...	...
Préférence – dernier chiffre (poids)						
Oui	0,09	-0,12 à 0,29	0,02	0,11	-0,04 à 0,27	0,03
Non [‡]	...	...	...	...	...	...
Poids mesuré (en kg)	0,06*	0,05 à 0,07	0,57	0,06*	0,05 à 0,08	0,52
Taille mesurée (en cm)	-0,10*	-0,12 à -0,09	-0,48	-0,08*	-0,10 à -0,06	-0,31
Coordonnée à l'origine	+13,33			9,64		
Information-type						
R ²	0,29			0,28		
Taille de l'échantillon	2 111			2 422		

[†] valeur mesurée moins valeur autodéclarée

[‡] catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

Tableau D

Répartition en pourcentage de l'indice de masse corporelle (IMC) autodéclaré, selon la réponse à l'IMC mesuré, population à domicile âgée de 12 ans et plus, Canada (sauf les territoires), 2005

Catégorie de l'IMC autodéclaré (fourchette de kg/m ²)	Total du sous-échantillon 2	Valeur mesurée	Valeur non mesurée	Valeur mesurée (poids corrigé pour la non-réponse)
		%		
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Insuffisance pondérale (inférieur à 18,5)	2,5	2,7	2,1	2,3
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	49,3	52,0	44,8	50,5
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	32,4	31,4	34,1	32,0
Obésité (de 30,0 ou plus)	15,9	14,0	19,1	15,2

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Effets des mesures sur l'obésité et la morbidité

Margot Shields, Sarah Connor Gorber et Mark S. Tremblay

Résumé

Objectifs

Le présent article compare les associations entre les catégories d'indice de masse corporelle (IMC) attribuées d'après les données autodéclarées et les données mesurées et certains problèmes de santé. L'objectif est de déterminer si les erreurs de classification résultant de l'utilisation de données autodéclarées modifient les associations entre le poids corporel excessif et ces problèmes de santé.

Méthodes

L'analyse porte sur 2 667 participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 40 ans et plus qui, au cours d'une interview sur place, ont fourni des valeurs autodéclarées de la taille et du poids et qui ont été mesurés ensuite par des intervieweurs ayant reçu la formation voulue. Une analyse de régression logistique multiple a servi à examiner les associations entre les catégories d'IMC (attribuées d'après les données autodéclarées et les données mesurées) et les problèmes de santé liés à l'obésité.

Résultats

En moyenne, l'IMC calculé d'après la taille et le poids autodéclarés était de 1,3 kg/m² inférieur à l'IMC calculé d'après les valeurs mesurées. Par conséquent, selon les données autodéclarées, une proportion considérable de personnes ayant un poids corporel excessif ont été classées par erreur dans des catégories d'IMC inférieures. Cette erreur de classification a abouti à des associations élevées entre l'embonpoint/l'obésité et la morbidité.

Mots-clés

Indice de masse corporelle, erreur de mesure, erreur de classification, autodéclaration, sensibilité et spécificité, validité.

Auteurs

Margot Shields (613-961-4177; Margot.Shields@statcan.ca) et Sarah Connor Gorber (613-951-1193; Sarah.Connorgorber@statcan.ca) travaillent à la Division de l'information et de la recherche sur la santé et Mark S. Tremblay (613-951-4385; Mark.Tremblay@statcan.ca) travaille à la Division des mesures physiques de la santé à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

De nombreuses études partout dans le monde ont fait état d'associations entre le poids corporel excessif et une vaste gamme de problèmes de santé chroniques, y compris le diabète de type 2, la maladie cardiovasculaire, l'hypertension, la maladie de la vésicule biliaire et certains types de cancer¹. Dans ces études, il est pratique courante d'utiliser les catégories d'indice de masse corporelle (IMC) pour examiner les risques pour la santé associés à l'excès de poids. L'IMC est une mesure du poids de la personne par rapport à sa taille et une façon simple de mesurer l'excès de poids dans les enquêtes sur la santé de la population.

Dans toute comparaison des résultats de différentes études, il faut tenir compte de la méthode employée pour recueillir les renseignements sur le poids et la taille. Certaines études s'appuient sur des données d'enquêtes dans le cadre desquelles la taille et le poids des participants ont été mesurés directement, tandis que d'autres études sont fondées sur des données autodéclarées sur le poids et la taille^{1,2}. Les résultats d'une récente revue systématique de la littérature³ sont conformes aux conclusions récentes découlant de données canadiennes⁴ : les données autodéclarées ont tendance à sous-estimer le poids et à surestimer la taille. Par

conséquent, l'estimation des catégories d'IMC attribuées d'après les données autodéclarées donne lieu à d'importantes erreurs de classification. Il importe de déterminer si ces erreurs de classification modifient notre perception des associations entre la catégorie d'IMC et les maladies liées à l'obésité.

En 2005, des données autodéclarées ainsi que mesurées sur la taille et le poids ont été recueillies auprès d'un sous-échantillon de participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). À partir de ces données, on compare dans la présente étude les associations entre les catégories d'IMC et certains problèmes de santé pour déterminer si l'utilisation de données autodéclarées modifie les associations entre l'excès de poids et la morbidité. L'étude porte plus particulièrement sur la population à domicile âgée de 40 ans et plus. L'examen des associations entre les catégories d'IMC et la morbidité est précédé d'un résumé du biais attribuable aux erreurs de classification pour la population visée par l'étude.

Méthodes

Source des données

Les données sont tirées de l'ESCC de 2005. L'ESCC a pour champ d'observation la population à domicile de 12 ans et plus. Sont exclus les habitants des réserves indiennes, les personnes vivant en établissement et les habitants de certaines régions éloignées, les membres à temps plein des Forces canadiennes, ainsi que les civils vivant dans les bases militaires. Pour l'ESCC de 2005, les interviews ont été réalisées de janvier à décembre 2005. Le taux de réponse a été de 79 %, ce qui a donné un échantillon de 132 947 personnes.

L'échantillon de ménages de l'ESCC de 2005 a été sélectionné à partir de trois bases de sondage : 49 % de l'échantillon de ménages provenait d'une base de sondage aréolaire, 50 %, d'une base liste de numéros de téléphone et 1 %, d'une base de sondage à composition aléatoire (CA). Compte tenu des contraintes de coût, les données sur la taille et le poids mesurés ont été recueillies seulement pour un sous-échantillon (« sous-échantillon 2 ») de participants, tous sélectionnés à partir de la base

aréolaire. Les résidents des territoires n'étaient pas inclus dans ce sous-échantillon.

Étant donné que les problèmes de santé retenus aux fins de la présente analyse s'observent le plus fréquemment chez les adultes plus âgés, la population étudiée comprenait uniquement des personnes de 40 ans et plus. Au total, 4 357 participants à l'ESCC sélectionnés pour le sous-échantillon 2 avaient 40 ans et plus. Des mesures de la taille et du poids ont été obtenues pour 2 711 d'entre eux. Le refus était la principale raison de la non-réponse.

Étant donné que la taille et le poids mesurés ont été consignés seulement pour un sous-ensemble des personnes comprises dans le sous-échantillon 2, une correction a été apportée pour réduire au minimum le biais de non-réponse. Un poids de sondage spécial a été créé en redistribuant les poids de sondage de la taille et du poids mesurés des non-participants aux participants selon les classes de propension à répondre. Les variables utilisées pour créer ces classes comprenaient la région (Colombie-Britannique, Prairies, Ontario, Québec, provinces de l'Atlantique), l'âge, le sexe, la taille du ménage, l'état matrimonial, l'indicateur de région rurale/urbaine et le trimestre de collecte.

Chez les 2 711 participants à l'enquête pour lesquels des mesures de la taille et du poids ont été recueillies, 44 autres enregistrements ont été exclus de la présente analyse parce que soit la taille autodéclarée, soit le poids autodéclaré était manquant ou parce qu'il s'agissait de femmes qui étaient enceintes au moment de l'enquête. Il est resté 2 667 répondants.

Une description détaillée de la méthodologie de l'ESCC peut être consultée dans un rapport déjà publié⁵.

Techniques d'analyse

Le biais associé à l'utilisation de données autodéclarées sur le poids, la taille et l'IMC a été estimé par le calcul de la différence entre les valeurs mesurées et les valeurs autodéclarées (la valeur mesurée moins la valeur autodéclarée). Une différence positive indique une sous-déclaration et une différence négative, une surdéclaration. Les participants dont la valeur mesurée moins la valeur

autodéclarée était égale ou supérieure à cinq écarts-types par rapport à la moyenne ont été considérés comme représentant des valeurs aberrantes et éliminés de l'analyse (14 enregistrements ont été exclus pour le poids, 18 pour la taille et 23 pour l'IMC).

Les participants à l'enquête ont été classés selon les catégories d'IMC (voir *Définitions*). Étant donné les petites tailles d'échantillon, les catégories obésité de classe II et III ont été combinées. On a évalué le degré de classification erronée attribuable à l'utilisation des valeurs autodéclarées pour estimer la prévalence des diverses catégories d'IMC en calculant la sensibilité et la spécificité. La sensibilité a trait au pourcentage de vrais positifs et la spécificité, au pourcentage de vrais négatifs. Par exemple, pour les estimations de l'obésité (IMC égal ou supérieur à 30 kg/m²), la sensibilité serait le pourcentage de participants classés comme étant obèses d'après les valeurs mesurées qui ont été classés comme étant obèses d'après les valeurs autodéclarées (autrement dit, le pourcentage de personnes obèses qui ont effectivement déclaré être obèses). La spécificité est le pourcentage de participants à l'enquête non obèses d'après les valeurs mesurées classés comme non obèses (IMC inférieur à 30 kg/m²) d'après les valeurs autodéclarées (autrement dit, le pourcentage de personnes qui ont déclaré ne pas être obèses parmi celles qui effectivement ne l'étaient pas).

Deux ensembles de modèles de régression logistique ont été ajustés pour examiner l'effet des erreurs de classification dans les catégories d'IMC sur l'association entre l'obésité et certains problèmes de santé. Dans chaque ensemble, 12 modèles de régression ont été ajustés au total, soit un pour chacun des six problèmes de santé étudiés, en tenant compte des catégories d'IMC, et un modèle pour chacun des six problèmes de santé en tenant compte de la variable continue de l'IMC. Dans le premier ensemble de modèles, les catégories d'IMC sont basées sur la taille et le poids autodéclarés et dans le deuxième ensemble, sur la taille et le poids mesurés. Dans les deux ensembles de modèles, l'âge et le sexe ont été entrés comme variables de contrôle. L'objectif était de déterminer si les associations entre

les catégories d'IMC et les problèmes de santé diffèrent selon qu'elles sont fondées sur des valeurs autodéclarées ou mesurées. Les deux ensembles de modèles utilisent des données recueillies auprès des mêmes participants à l'enquête.

Toutes les estimations ont été pondérées de manière à représenter la population à domicile de 40 ans et plus en 2005 (en utilisant le poids créé pour tenir compte de la non-réponse aux questions sur la taille et le poids mesurés dans le sous-échantillon 2). Pour tenir compte de l'effet du plan d'enquête de l'ESCC, les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance de 95 % ont été estimés au moyen de la technique du *bootstrap*⁶⁻⁸. On a vérifié les différences entre les estimations afin d'en assurer la signification statistique, qui a été établie au niveau de 0,05.

Définitions

Les données sur *la taille et le poids autodéclarés* ont été recueillies au moyen des questions suivantes :

- « Combien mesurez-vous sans chaussures? » Les catégories pour la taille en pieds et en pouces étaient énumérées dans le questionnaire, les valeurs métriques correspondantes figurant entre parenthèses. Les intervieweurs avaient pour instruction d'arrondir au pouce près pour les participants qui déclaraient des mesures au demi-pouce.
- « Combien pesez-vous? » Si la question leur était posée, les intervieweurs disaient aux participants à l'enquête de déclarer leur poids sans vêtements. Lorsque les participants avaient déclaré leur poids, on leur demandait s'ils l'avaient déclaré en livres ou en kilogrammes. La plupart des participants (94 %) l'ont déclaré en livres.

Les intervieweurs de l'ESCC ont reçu la formation nécessaire pour mesurer la taille et le poids des participants à l'enquête. La taille (chaussures enlevées) a été mesurée au 0,5 cm près et le poids, au 0,1 kg près. Des balances étalonnées (ProFit UC-321, fabriquée par Lifesource) et des rubans à mesurer ont été utilisés pour garantir l'exactitude et l'uniformité des mesures.

La durée totale de l'interview de l'ESCC était d'environ 50 minutes. Les données sur la taille et le

poids autodéclarés étaient recueillies vers le début de l'interview et les mesures étaient prises vers la fin.

L'*indice de masse corporelle* (IMC) est un indice du poids rajusté en fonction de la taille. Dans la présente analyse, l'IMC a été calculé d'après le poids et la taille mesurés ainsi qu'autodéclarés. Pour calculer l'IMC, on divise le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimé en mètres. Selon les lignes directrices canadiennes⁹, qui sont conformes à celles de l'Organisation mondiale de la Santé¹⁰, l'IMC pour les adultes est classé dans l'une de six catégories :

Catégorie	Fourchette de l'IMC en kg/m ²
Insuffisance pondérale	(IMC inférieur à 18,5)
Poids normal	(IMC de 18,5 à 24,9)
Embonpoint	(IMC de 25,0 à 29,9)
Obésité, classe I	(IMC de 30,0 à 34,9)
Obésité, classe II	(IMC de 35,0 à 39,9)
Obésité, classe III	(IMC de 40,0 ou plus)

On a posé aux participants à l'enquête des questions sur des problèmes de santé de longue durée, c'est-à-dire qui avaient duré ou qui devaient durer six mois ou plus et qui avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé. Les intervieweurs lisaient une liste de problèmes de santé. Les problèmes de santé retenus pour la présente analyse sont *le diabète, l'hypertension, la maladie cardiaque et l'arthrite ou le rhumatisme*.

Pour obtenir l'*autoévaluation de l'état de santé général*, on a posé la question suivante : « En général, diriez-vous que votre santé est excellente? très bonne? bonne? passable? mauvaise? »

Pour déterminer la *limitation des activités*, on a posé aux participants la question suivante : « Avez-vous de la difficulté à entendre, à voir, à communiquer, à marcher, à monter un escalier, à vous pencher, à apprendre ou à faire d'autres activités semblables? » En outre, une série de questions ont été posées au sujet des limitations dans différentes circonstances : « Est-ce qu'un état physique ou un état mental ou un problème de santé de longue durée réduit la quantité ou le genre d'activités que vous pouvez faire à la maison, à l'école, au travail ou d'autres activités (p. ex., dans les déplacements ou les loisirs)? » Les catégories de réponse étaient « souvent », « parfois » ou « jamais ». Les personnes interrogées ont été

classées comme ayant une limitation des activités si elles avaient répondu « souvent » ou « parfois » à au moins une de ces questions.

Résultats

Les valeurs autodéclarées et mesurées pour la taille et le poids différaient (tableau 1). En moyenne, la taille était surestimée de 1,1 cm, tandis que le poids était sous-estimé de 2,5 kg. L'IMC calculé d'après les valeurs de taille et de poids autodéclarés était, en moyenne, de 1,3 kg/m² inférieur à l'IMC calculé d'après les valeurs mesurées.

Ces erreurs de déclaration systématiques ont donné lieu à d'importantes erreurs de classification lorsque les catégories d'IMC ont été établies d'après les valeurs autodéclarées. On a évalué les erreurs de classification en calculant la sensibilité et la spécificité (tableau 2). La sensibilité était élevée (91 %) pour ceux dans la catégorie de poids normal; autrement dit, 91 % des personnes interrogées dont la taille et le poids autodéclarés les situaient dans la fourchette de poids normal étaient effectivement de poids normal selon leur taille et leurs poids mesurés. Parmi les personnes obèses, la sensibilité passait à 69 %. Elle était particulièrement faible pour les différentes catégories d'obésité : 52 % pour l'obésité de classe I et 49 % pour l'obésité des classes II et III combinées. Ce résultat tenait à la proportion considérable de personnes véritablement obèses ayant déclaré des valeurs pour la taille et le poids qui ont entraîné leur classement dans des catégories d'IMC inférieures. Pour le groupe combiné des personnes obèses

Tableau 1
Taille, poids et indice de masse corporelle (IMC) moyens, selon la méthode de collecte, population à domicile de 40 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005

	Méthode de collecte			Intervalle de confiance de 95 % de la différence
	Données mesurées	Données auto-déclarées	Différence [†]	
Taille moyenne (cm)	167,5	168,6	-1,1	-1,3 à -0,9
Poids moyen (kg)	77,9	75,4*	2,5	2,3 à 2,7
IMC moyen (kg/m ²)	27,7	26,4*	1,3	1,2 à 1,4

[†] valeur mesurée moins la valeur autodéclarée

* valeur significativement différente de l'estimation mesurée (p < 0,05)

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

Tableau 2

Catégorie d'indice de masse corporelle (IMC) d'après les données autodéclarées selon la catégorie d'IMC d'après les données mesurées, population à domicile de 40 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005

	Catégorie d'IMC d'après les données mesurées (fourchette kg/m²)							
	Poids normal (de 18,5 à 24,9)		Embonpoint (de 25,0 à 29,9)		Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)		Obésité, classes II et III (de 35 ou plus)	
	Total		Total		Total		Total	
	(milliers)	%	(milliers)	%	(milliers)	%	(milliers)	%
Catégorie d'IMC d'après les données autodéclarées (fourchette kg/m²)								
Insuffisance pondérale (inférieur à 18,5)	167	4	1	0	0	0	0	0
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	4 095	91	1 702	29	52	2	3	0
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	254	6	4 044	69	1 523	46	99	9
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	0	0	143	2	1 694	52	451	42
Obésité, classes II et III (de 35,0 ou plus)	0	0	0	0	13	0	521	49
Total	4 516	100	5 889	100	3 282	100	1 074	100
Sensibilité								
% de vrais positifs (intervalle de confiance de 95 %)	91 (87 à 94)		69 (65 à 73)		52 (44 à 59)		49 (39 à 58)	
Spécificité								
% de vrais négatifs (intervalle de confiance de 95 %)	82 (80 à 85)		79 (76 à 83)		95 (93 à 96)		100 (100 à 100)	

Nota : Étant donné les petites tailles d'échantillon, les estimations de la sensibilité et de la spécificité ne sont pas données pour le groupe des personnes ayant une insuffisance pondérale d'après les données mesurées (IMC inférieur à 18,5)

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

(IMC égal ou supérieur à 30 kg/m²), la sensibilité était de 62 % et pour les personnes faisant de l'embonpoint et les personnes obèses combinées (IMC égal ou supérieur à 25 kg/m²), elle était de 83 %.

La spécificité était très élevée (95 % ou plus) pour les catégories « obésité », ce qui indique que très peu des participants à l'enquête ont déclaré des valeurs de la taille et du poids permettant de les classer dans la catégorie « obésité », à moins d'être réellement obèses.

Étant donné le nombre considérable d'erreurs de classification qui se produisent lorsque l'IMC est calculé d'après les données autodéclarées sur la taille et le poids, il importe de déterminer si les associations entre les catégories d'IMC et divers problèmes de santé diffèrent lorsque l'IMC est calculé d'après les données autodéclarées plutôt que d'après les données mesurées. Les résultats des analyses de régression comparant les associations entre catégories d'IMC et problèmes de santé révèlent que les rapports de cotes pour les catégories embonpoint et obésité étaient généralement plus élevés pour les modèles fondés sur les valeurs autodéclarées que les rapports de cotes pour les modèles fondés sur les valeurs mesurées (tableau 3).

Dans plusieurs cas, les différences étaient considérables. Par exemple, le rapport de cotes pour le diabète chez les personnes dans les catégories embonpoint, obésité de classe I et obésité de classe II et III étaient 2,6, 3,2 et 11,8, respectivement, dans le modèle fondé sur les données autodéclarées; les rapports de cotes correspondants dans le modèle fondé sur les valeurs mesurées étaient 1,4, 2,2 et 7,0.

La raison d'être de ces différences devient claire lorsqu'on compare le poids moyen dans chaque catégorie d'IMC basé sur les valeurs mesurées et celui basé sur les valeurs autodéclarées (tableau 4). Selon les valeurs mesurées, 22 % des participants à l'enquête ont été classés dans la catégorie obésité de classe I et 7 %, dans la catégorie obésité II et III, les poids moyens étant 91 kg et 106 kg, respectivement. Selon les valeurs autodéclarées, un nombre beaucoup plus petit de personnes ont été classées dans ces catégories (15 % dans la catégorie obésité de classe I et 4 % dans la catégorie obésité de classe II et III), mais leur poids mesuré moyen était considérablement supérieur : 95 kg pour la catégorie obésité de classe I et 113 kg pour la catégorie obésité de classe II et III. Par conséquent, des associations plus fortes avec la morbidité

Tableau 3

Rapports de cotes corrigés reliant l'indice de masse corporelle (IMC) selon les données mesurées et les données autodéclarées à certains problèmes de santé, population à domicile de 40 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005

Catégorie d'IMC (fourchette kg/m ²)	Valeurs fondées sur l'IMC d'après les données mesurées		Valeurs fondées sur l'IMC d'après les données autodéclarées	
	Rapports de cotes corrigés	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes corrigés	Intervalle de confiance de 95 %
Diabète				
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	1,4	0,7 à 2,9	2,6*	1,6 à 4,3
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	2,2*	1,0 à 4,5	3,2*	1,8 à 5,6
Obésité, classes II et III (de 35,0 ou plus)	7,0*	2,9 à 16,5	11,8*	5,5 à 25,3
IMC (variable continue)	1,11*	1,07 à 1,16	1,13*	1,09 à 1,18
Hypertension				
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	2,1*	1,5 à 3,0	2,7*	1,9 à 3,8
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	3,4*	2,3 à 5,1	4,3*	2,9 à 6,3
Obésité, classes II et III (de 35,0 ou plus)	5,5*	3,1 à 9,8	7,8*	3,7 à 16,6
IMC (variable continue)	1,12*	1,09 à 1,15	1,14*	1,11 à 1,17
Maladie cardiovasculaire				
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	1,0	0,6 à 1,7	1,4	0,9 à 2,3
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	1,5	0,8 à 2,9	1,6	1,0 à 2,6
Obésité, classes II et III (de 35,0 ou plus)	2,6*	1,1 à 6,0	5,6*	2,3 à 13,8
IMC (variable continue)	1,07*	1,02 à 1,12	1,08*	1,03 à 1,14
Arthrite				
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	1,2	0,8 à 1,7	1,2	0,8 à 1,7
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	1,2	0,8 à 1,8	2,0*	1,3 à 3,0
Obésité, classes II et III (de 35,0 ou plus)	2,9*	1,7 à 4,8	3,5*	1,7 à 7,1
IMC (variable continue)	1,05*	1,03 à 1,08	1,07*	1,04 à 1,11
Limitation des activités				
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	1,2	0,9 à 1,6	1,2	0,9 à 1,6
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	1,5*	1,1 à 2,2	2,0*	1,3 à 3,0
Obésité, classes II et III (de 35,0 ou plus)	3,0*	1,8 à 4,9	4,7*	2,5 à 8,9
IMC (variable continue)	1,06*	1,04 à 1,08	1,07*	1,04 à 1,10
État de santé autoévalué passable/mauvais				
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	0,8	0,5 à 1,2	1,3	0,9 à 2,0
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	1,7*	1,0 à 2,7	2,8*	1,8 à 4,3
Obésité, classes II et III (de 35,0 ou plus)	3,2*	1,8 à 5,6	5,4*	2,5 à 11,6
IMC (variable continue)	1,09*	1,06 à 1,12	1,10*	1,06 à 1,14

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les modèles tiennent compte de l'âge (variable continue) et du sexe. Étant donné les petites tailles d'échantillon, les rapports de cotes pour le groupe des personnes ayant une insuffisance pondérale ne sont pas déclarés.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

Tableau 4

Poids mesuré moyen (kg) et indice de masse corporelle mesuré moyen (IMC kg/m²), selon la catégorie d'IMC d'après les valeurs mesurées et autodéclarées, population à domicile de 40 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2005

	%	Poids mesuré moyen (kg)	IMC mesuré moyen (kg/m ²)
Catégorie d'IMC (fourchette kg/m²) d'après les valeurs mesurées			
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	30,3	63,3	22,6
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	39,6	77,4	27,3
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	22,0	90,8	31,9
Obésité, classes II et III (de 35,0 ou plus)	7,2	106,1	39,6
Catégorie d'IMC (fourchette kg/m²) d'après les valeurs autodéclarées			
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	39,8*	65,8*	23,6*
Embonpoint (de 25,0 à 29,9)	39,8	81,4*	28,6*
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	15,4*	94,5*	33,3*
Obésité, classes II et III (de 35,0 ou plus)	3,6*	112,8*	42,3*

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie d'IMC correspondante d'après les valeurs mesurées ($p < 0,05$)

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005 (sous-échantillon 2).

s'observent pour les catégories embonpoint et obésité basées sur les données autodéclarées, puisque les personnes classées dans ces catégories pèsent effectivement davantage.

Les deux ensembles de modèles (pour chaque problème de santé) ont été exécutés également en utilisant l'IMC comme variable continue. Les différences entre les coefficients de régression pour l'IMC pour les deux ensembles de modèles étaient petites mais, dans tous les cas, les coefficients de régression étaient légèrement plus élevés dans l'ensemble de modèles basé sur les données autodéclarées.

Discussion

La présente étude d'un échantillon représentatif de la population canadienne de 40 ans et plus a révélé que la surestimation systématique de la taille et la sous-estimation systématique du poids donnent lieu à d'importantes erreurs de classification des personnes dans les catégories d'IMC, comparativement aux résultats basés sur les valeurs mesurées. La conclusion selon laquelle les données autodéclarées surestiment la taille et sous-estiment le poids est conforme aux résultats de nombreuses autres études³. Peu de chercheurs, toutefois, ont tâché de déterminer si les biais de déclaration de la

taille et du poids modifient les associations entre les catégories d'IMC et la morbidité.

Dans la présente analyse, l'erreur de classification qui s'est produite lorsque les catégories d'IMC ont été établies d'après les données autodéclarées ont donné lieu à des associations *surélevées* entre les catégories embonpoint et obésité et les problèmes de santé liés à l'obésité. Contrairement à ces résultats, une étude portant sur les Mexicains adultes a révélé que l'attribution de catégories d'IMC d'après les données autodéclarées donne lieu à une sous-estimation des associations entre le poids corporel excessif et l'asthme chez les hommes¹¹. Toutefois, les résultats d'une étude portant sur les Grecs adultes sont conformes à ceux de la présente analyse : l'utilisation de données autodéclarées donne lieu à des associations plus fortes entre l'obésité et le diabète, l'hypercholestérolémie et l'hypertension¹².

D'après les données autodéclarées, la présente analyse révèle un nombre nettement inférieur de participants à l'enquête classés dans les catégories embonpoint ou obésité. Toutefois, ceux dont la taille et le poids autodéclarés les classaient dans les catégories embonpoint ou obésité avaient un IMC considérablement supérieur, en moyenne, que les participants classés dans ces catégories d'après les données mesurées.

Même si les associations avec les problèmes de santé liés à l'obésité pour les catégories embonpoint et obésité étaient exagérées lorsque les participants étaient classés dans ces catégories d'après les données autodéclarées, le fardeau de la maladie (le nombre de cas) n'est pas nécessairement surestimé pour autant. En fait, le fardeau total est sous-estimé, puisque la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité est sous-estimée. Par exemple, 360 000 personnes de 40 ans et plus parmi celles classées comme obèses d'après les données autodéclarées étaient atteintes de diabète. Cependant, parmi les personnes classées comme obèses d'après les valeurs mesurées, 530 000 (soit près de 50 % de plus) étaient atteintes de diabète (données non présentées). Ces différences reflètent simplement le plus grand nombre de personnes qui sont classées comme obèses lorsqu'on utilise les données mesurées.

Il a souvent été proposé que l'utilisation de l'IMC comme variable continue dans les études analytiques

fondées sur les données autodéclarées peut permettre d'éviter le problème d'erreur de classification dans les catégories d'IMC (étant donné les corrélations très élevées entre la taille et le poids autodéclarés et mesurés). Toutefois, l'utilisation de l'IMC comme variable continue suppose une association linéaire entre l'IMC et la morbidité, hypothèse dont la validité a été contestée par de récentes recherches aux États-Unis¹³. En outre, l'utilisation de l'IMC comme variable continue rend impossible de quantifier dans quelle mesure le risque de maladie diffère chez des sous-groupes donnés ayant un excès de poids. Le rapport de Flegal et coll.¹³ examine les associations entre les catégories d'IMC attribuées d'après les données mesurées et la mortalité par cause. Comparativement au groupe de poids normal, le groupe faisant de l'embonpoint présentait des risques semblables de mortalité par cancer et par maladie cardiovasculaire (MCV), et des risques moindres de mortalité par causes autres que le cancer et la MCV. L'obésité était associée à un risque plus élevé de mortalité par MCV et par certains cancers, mais elle n'était pas associée à la mortalité par d'autres maladies que le cancer et la MCV. Si l'IMC avait été utilisé comme mesure continue, il aurait été impossible d'observer pareilles distinctions en ce qui concerne le risque de mortalité pour différentes catégories d'IMC, et ces distinctions auraient probablement été masquées si les catégories d'IMC avaient été basées sur des valeurs autodéclarées.

D'autres approches suggérées pour traiter les données autodéclarées consistent à abaisser les seuils d'IMC pour l'embonpoint et l'obésité ou à corriger les valeurs autodéclarées de manière à tenir compte du biais de déclaration. Plusieurs études ont évalué la possibilité d'avoir recours à la régression linéaire pour prédire les valeurs mesurées (de la taille, du poids et de l'IMC) d'après les valeurs autodéclarées et d'autres variables comme l'âge. Même si une étude fondée sur des données recueillies aux États-Unis vers la fin des années 1970 a abouti à la conclusion qu'il est difficile, voire impossible, d'apporter une correction pour tenir compte du biais de déclaration au moyen d'une régression linéaire¹⁴, des travaux plus récents (portant sur des populations dans lesquelles le biais de déclaration était plus élevé) ont mieux

réussi à utiliser des équations de prédiction pour corriger les valeurs autodéclarées de manière à produire des estimations aux niveaux de sensibilité plus élevés¹⁵⁻¹⁷. Une étude de faisabilité fondée sur les données de l'ESCC de 2005 est en cours et vise à évaluer la possibilité de produire des équations de prédiction pour apporter une correction pour tenir compte du biais dans les données autodéclarées dans la population canadienne. Cela est particulièrement important étant donné la très faible sensibilité des estimations de l'obésité établies d'après les données autodéclarées. Toutefois, même s'il est possible de corriger les valeurs autodéclarées pour tenir compte du biais, il demeurera nécessaire de surveiller le biais de déclaration au fil du temps afin de déterminer la nécessité d'apporter constamment des corrections aux équations.

Limites

Dans la présente étude, les risques pour la santé du poids corporel excessif pour les catégories d'IMC attribuées d'après la taille et le poids mesurés sont comparés aux risques pour la santé pour les catégories d'IMC attribuées d'après les données autodéclarées obtenues au cours d'interviews sur place. Les données autodéclarées recueillies durant les interviews sur place donnent des estimations plus élevées de la prévalence de l'obésité que ne le font les données recueillies au moyen d'interviews téléphoniques¹⁸. Par conséquent, les études fondées sur les données recueillies par téléphone peuvent exagérer encore les associations entre le poids corporel excessif et la morbidité. Il faut faire preuve de prudence en appliquant les résultats de la présente analyse aux études aux fins desquelles d'autres modes de collecte de données (téléphone, courrier) ont été utilisés.

Même si, dans la présente analyse, la taille et le poids mesurés sont considérés comme des valeurs « vraies », certains facteurs en ont peut-être limité l'exactitude. La taille et le poids ont été mesurés par des intervieweurs de Statistique Canada ayant reçu la formation voulue; les mesures prises par des techniciens de la santé dûment formés qui ont été utilisées dans d'autres études pourraient être plus exactes^{19,20}. Même si les intervieweurs ont utilisé des balances étalonnées de façon identique et des rubans

En quoi cette étude est-elle importante?

- La pratique qui consiste à recueillir des données autodéclarées sur la taille et le poids est une nécessité financière pour les enquêtes sur la santé à grande échelle menées à Statistique Canada.
- Il importe d'examiner la mesure dans laquelle l'utilisation de données autodéclarées modifie notre perception des associations entre le poids corporel excessif et la morbidité.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- De nombreuses études montrent que les données autodéclarées produisent des estimations plus faibles de la prévalence de l'obésité, comparativement aux estimations fondées sur les données mesurées, mais peu d'études portent sur l'effet du biais d'erreur de classification sur la relation entre les catégories d'IMC et les problèmes de santé liés à l'obésité.

Ce qu'apporte l'étude

- L'erreur de classification qui s'est produite lorsque les catégories d'IMC ont été établies d'après les données autodéclarées ont donné lieu à des associations faussement surélevées entre l'embonpoint et l'obésité et les problèmes de santé liés à l'obésité.

à mesurer étalonnés en unités identiques, on n'a pas exécuté d'études de la validité et de la fiabilité visant à évaluer l'exactitude et la reproductibilité inter-intervieweurs et intra-intervieweur.

Une partie du biais associé à la sous-déclaration du poids peut être attribuable aux vêtements. Les participants à l'enquête ont été pesés complètement habillés, mais les gens peuvent se peser à la maison portant peu de vêtements ou en n'en portant pas du tout. Si la question leur était posée, les intervieweurs disaient aux participants à l'enquête de déclarer leur poids sans vêtements.

Étant donné que seul un petit nombre des participants ont été classés dans la catégorie insuffisance pondérale d'après leur taille et leur poids mesurés, il a été impossible de déterminer si l'utilisation des données autodéclarées modifie les associations avec la morbidité pour ce groupe.

Conclusion

La pratique consistant à recueillir des données autodéclarées pour la taille et le poids est une nécessité financière pour les enquêtes sur la santé à grande échelle menées par Statistique Canada, comme l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). Les utilisateurs des données de l'ESCC et de l'ENSP doivent savoir que les erreurs de classification selon les catégories d'IMC attribuables à l'utilisation des données autodéclarées peuvent exagérer les associations entre

l'embonpoint/l'obésité et la morbidité et sous-estimer le fardeau de la maladie liée à l'obésité. Par conséquent, les chercheurs pourraient peut-être songer à corriger les valeurs autodéclarées ou à abaisser les seuils d'IMC pour les catégories embonpoint et obésité lorsqu'ils examinent les associations entre le poids corporel excessif et les problèmes de santé liés à l'obésité. Il importera de surveiller l'ordre de grandeur du biais au fil du temps pour déterminer s'il y a lieu d'apporter des révisions aux facteurs de correction. ●

Références

1. Organisation mondiale de la Santé, *Obésité : prévention et prise en charge de l'épidémie mondiale* (OMS, série de rapports techniques n° 894), Genève, 2000.
2. Institut canadien d'information sur la santé, *Le surpoids et l'obésité au Canada : une perspective de la santé de la population*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2004.
3. S. Connor Gorber et M. Tremblay, D. Moher *et al.*, « A comparison of direct vs. self-report measures for assessing height, weight and body mass index: a systematic review », *Obesity Reviews*, 8(4), 2007, p. 307-326.
4. M. Shields, S. Connor Gorber et M. Tremblay, « Estimations de l'obésité fondées sur des mesures autodéclarées et sur des mesures directes », *Rapports sur la santé*, 19(2), 2008, p. 69-85 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. 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, n° 82-003 au catalogue).
6. 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, n° 12-001 au catalogue).
7. 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.
8. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section, August 1999*, Baltimore, Maryland, août 1999.
9. Santé Canada, *Lignes directrices canadiennes pour la classification du poids chez les adultes*, 2003 (Santé Canada, n° H49-179/2003F au catalogue).
10. Organisation mondiale de la Santé, *Utilisation et interprétation de l'anthropométrie, Rapport d'un comité OMS d'experts* (OMS, série de rapports techniques n° 854), Genève, 1995.
11. A.A. Santillan et C.A. Camargo, « Body mass index and asthma among Mexican adults: the effect of using self-reported vs measured weight and height », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 27(11), 2003, p. 1430-1433.
12. M. Yannakoulia, D.B. Panagiotakos, C. Pitsavos *et al.*, « Correlates of BMI misreporting among apparently healthy individuals: the ATTICA study », *Obesity*, 14(5), 2006, p. 894-901.
13. K.M. Flegal, B.I. Graubard, D.F. Williamson *et al.*, « Cause-specific excess deaths associated with underweight, overweight, and obesity », *JAMA*, 298(17), 2007, p. 2028-2037.
14. M.W. Plankey, J. Stevens, K.M. Flegal *et al.*, « Prediction equations do not eliminate systematic error in self-reported body mass index », *Obesity Research*, 5(4), 1997, p. 308-314.
15. M. Nyholm, B. Gullberg, J. Merlo *et al.*, « The validity of obesity based on self-reported weight and height: Implications for population studies », *Obesity (Silver Spring)*, 15(1), 2007, p. 197-208.
16. E.A. Spencer, P.N. Appleby, G.K. Davey *et al.*, « Validity of self-reported height and weight in 4808 EPIC-Oxford participants », *Public Health Nutrition*, 5(4), 2002, p. 561-565.
17. A. Kuskowska-Wolk, R. Bergstrom et G. Bostrom, « Relationship between questionnaire data and medical records of height, weight and body mass index », *International Journal of Obesity*, 16(1), 1992, p. 1-9.
18. Y. Béland et M. St-Pierre, « Mode effects in the Canadian Community Health Survey: a comparison of CATI and CAPI » [traduction : Effets du mode de collecte à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : une comparaison de l'IPAO et l'PTAO] dans J. Lepkowski, C. Tucker, J.M. Brick *et al.* dir. *Advances in Telephone Survey Methodology*, New York, N.Y., Wiley, 2008, p. 297-314.
19. M.F. Kuczmarski, R.J. Kuczmarski et M. Najjar, « Effects of age on validity of self-reported height, weight, and body mass index: findings from the Third National Health and Nutrition Examination Survey, 1988-1994 », *Journal of the American Dietetic Association*, 101(1), 2001, p. 28-34.
20. M.L. Rowland, « Reporting bias in height and weight data », *Statistical Bulletin of the Metropolitan Insurance Company*, 70(2), 1989, p. 2-11.