Nº 82-003-X au catalogue

Rapports sur la santé

Volume 19, numéro 4

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

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

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

Centre de contact national de Statistique Canada

Numéros sans frais (Canada et États-Unis) :	
Service de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
Télécopieur	1-877-287-4369
Appels locaux ou internationaux :	
Service de renseignements	1-613-951-8116
Télécopieur	1-613-951-0581

Programme des services de dépôt

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

Comment accéder à ce produit ou le commander

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

Ce produit n° 82-003-X au catalogue est aussi disponible en version imprimée standard au prix de 24 $CAN l'exemplaire et de 68 $CAN pour un abonnement annuel.

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

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

Les prix ne comprennent pas les taxes sur les ventes.

La version imprimée peut être commandée par les moyens suivants :

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

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

Normes de service à la clientèle

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

Nº 82-003-XPF au catalogue • Volume 19 Numéro 4

Rapports sur la santé

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

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 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.

Décembre 2008

Nº 82-003-XPF au catalogue, vol. 19, nº 4
ISSN 1492-7128

Nº 82-003-XIF au catalogue, vol. 19, nº 4
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

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

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.

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

Signes conventionnels

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

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

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

À propos de Rapports sur la santé

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

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

Comité de rédaction

Nancy Ross, rédactrice scientifique
Université McGill et Statistique Canada

Bill Avison
Université de Western Ontario

Adam Baxter-Jones
Université de la Saskatchewan

Lise Dubois
Université d'Ottawa

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

Bob Evans
Université de la Colombie-Britannique

David Feeny
Kaiser Permanente

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

Judy Guernsey
Université de Dalhousie

Glenn Irwin
Santé Canada

Howard Morrison
Agence de la santé publique du Canada

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

Tom Noseworthy
Université de Calgary

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

Jennifer O'Loughlin
L'Université McGill

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

Pourquoi le gradient social de santé ne s'applique-t-il pas à l'embonpoint? 7

par Stephan Kuhle et Paul J. Veugelers

Des différences d'habitudes alimentaires et de renoncement au tabac entre les groupes de SSE pourraient avoir contribué à l'absence d'une association négative claire entre le niveau de scolarité ou le revenu du ménage et l'embonpoint dans la population de 18 ans et plus en 2004.

Santé en bref

Consommation de boissons par les enfants et les adolescents.....17

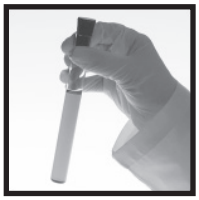
par Didier Garriguet

Les enfants et les adolescents tirent environ le cinquième de leurs calories quotidiennes des boissons. Au fur et à mesure qu'ils avancent en âge, les garçons et les filles boivent moins de lait et de jus de fruits et davantage de boissons gazeuses et de boissons aux fruits.

Consommation de boissons chez les Canadiens adultes 23

par Didier Garriguet

La consommation totale de boissons chez les adultes diminue régulièrement avec l'âge. Cette tendance reflète une baisse des pourcentages d'adultes consommant la plupart des boissons, ainsi que des quantités consommées.



Taux de plomb, de mercure et de cadmium chez les Canadiens 31

par Suzy L. Wong et Ellen J.D. Lye

Selon des données provisoires de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé, les moyennes géométriques des concentrations sanguines de plomb, de mercure total et de cadmium dans la population âgée de 6 à 79 ans s'élèvent à 1,37µg/dL, 0,76µg/L et 0,35µg/L, respectivement, en 2007-2008.

Coup d'œil méthodologique

Sous-déclaration de l'apport énergétique dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes 39

par Didier Garriguet

La sous-déclaration de la consommation d'aliments est un défi récurrent dans les enquêtes sur la nutrition. Dans les données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, la sous-déclaration moyenne de l'apport énergétique est estimée à 10 %.

Effet de l'identification des personnes dont la déclaration est plausible sur la sous-déclaration de l'apport énergétique dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes 49

par Didier Garriguet

Dans les enquêtes sur la nutrition, l'identification des personnes dont la déclaration est plausible est un moyen de mesurer l'effet de la sous-déclaration sur la relation entre l'apport énergétique et l'indice de masse corporelle.

La courbe concentration-couverture : un outil pour les études écologiques.....59

par Philippe Finès

Dans une étude écologique dont le but est de sélectionner un sous-ensemble d'unités d'analyse et de produire des inférences au sujet d'une population d'intérêt uniquement d'après ces unités d'analyse, les résultats seront fiables si cette population est concentrée dans les unités d'analyse sélectionnées et rares dans les autres. Cet article décrit un outil graphique permettant de déterminer si ces conditions sont satisfaites.

Revue par les pairs

Les personnes suivantes, spécialistes cliniques, méthodologistes et spécialistes de domaines particuliers, ont revu les articles du volume 19 de *Rapports sur la santé*. L'équipe de la rédaction les remercie de leurs précieux conseils et du temps qu'elles ont consacré à ce travail.

Ross Andersen
Craig S. Anderson
Peggy Baikie
Susan I. Barr
Dan Beavon
Sherry Bergeron
John Cairney
Cora Lynn Craig
Vernon Curran
Hubert Denis
Frank D. Ferris
Joan Wharf Higgins
Michael D. Hill
Michel Joffres
Louise Johnson-Down
Alan Katz
Bonnie Kerken
Milorad Kovacevic
Hannah Kuper
Claire Leblanc
Patrick Levallois
Lisa Lix
Eric Loucks
Nancy E. Mayo
Kim McGrail
Lindsay Mclaren
Anwar T. Merchant
Katherine M. Morrison
Keith A. Nicholson
Cynthia L. Ogden
Scott B. Patten
Fritz Pierre
Leonard Piers
Cielito C. Reyes-Gibby
Georgia Roberts
Norbert Robitaille
Ann Rogers
Todd Rogers
Simon Routh
Margot Shields
Scot Simpson
Mark Smith
Tom Stephens
Heather Tait
Valerie Tarasuk
Ann Tourangeau
Mark Tremblay
Stéphane Tremblay
Richard Troiano
R. Jay Turner
Ravi B.P. Verma
Russell Wilkins
Kathryn Wilkins
Doug Wilms
Kue Young
Nancy Zukewich

Pourquoi le gradient social de santé ne s'applique-t-il pas à l'embonpoint?

par Stefan Kuhle et Paul J. Veugelers

Résumé

Contexte
Dans les pays développés, il existe entre le statut socioéconomique (SSE) et divers résultats en matière de santé une association négative à laquelle on a donné le nom de gradient social de santé. Par contre, pour l'embonpoint, le gradient est faible, absent ou même positif. L'objectif de l'étude est de déterminer pourquoi l'embonpoint n'obéit pas au gradient social.

Données et méthodes
L'étude porte sur les données recueillies auprès des participants adultes à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 (cycle 2.2). Une série de régressions multivariées de l'embonpoint et des déterminants de ce dernier en fonction du niveau de scolarité du ménage et du revenu du ménage ont été exécutées, en procédant à une stratification selon le sexe.

Résultats
À part le niveau de scolarité chez les femmes, des associations négatives se dégagent entre les mesures du SSE et l'embonpoint. Les membres des groupes à revenu du ménage élevé ont déclaré prendre plus souvent leurs repas au restaurant que ceux des groupes à revenu du ménage faible. En outre, les adultes des ménages à niveau de scolarité élevé étaient plus susceptibles que ceux des ménages à niveau de scolarité faible d'avoir cessé de fumer.

Interprétation
Des différences d'habitudes alimentaires et de renoncement au tabac entre les groupes de SSE pourraient avoir contribué à l'absence d'une association négative claire entre le niveau de scolarité ou le revenu du ménage et l'embonpoint dans l'ESCC.

Mots-clés
Poids corporel, habitudes alimentaires, niveau de scolarité, revenu, nutrition, activité physique, usage du tabac, facteurs socioéconomiques.

Auteurs
Stefan Kuhle et Paul J. Veugelers (780-492-9095; paul.veugelers@ualberta.ca), School of Public Health, University of Alberta, 650 University Terrace, Edmonton (Alberta), T6G 2T4.

Selon l'un des paradigmes de la santé publique, dans les pays développés, les personnes de faible statut socioéconomique (SSE) sont généralement en moins bonne santé que les autres. De nombreuses études ont donné la preuve que la prévalence des facteurs de risque de maladies cardiovasculaires[1] et de diabète de type 2[2], l'incidence de la maladie cardiovasculaire[3] et de certains cancers[4], et la mortalité toutes causes confondues[5], par maladie cardiovasculaire[6] et par cancer[7] sont plus élevées parmi les groupes à faible SSE. Ce phénomène, communément appelé « gradient social », pourrait refléter l'association qui existe entre un faible SSE et les difficultés d'accès à des soins de santé de qualité, les expositions environnementales et la limitation des connaissances, du temps et des occasions nécessaires pour faire des choix de mode de vie favorables à la santé[8].

Par contre, les résultats sont moins cohérents si l'on s'intéresse à l'embonpoint et à l'obésité. Selon une importante revue bibliographique publiée par Sobal et Stunkard en 1989, dans le cas des femmes, la majorité des études indiquaient que les associations entre le SSE et l'obésité étaient conformes au gradient social, mais que pour les hommes, la moitié d'entre elles faisaient part d'une absence de gradient (17 %), voire d'un gradient

inversé (30 %)[9]. Des chiffres comparables, quoique moins frappants, ont été publiés en 2007 dans une mise à jour de la revue[10].

Les données d'enquête recueillies dans un certain nombre de pays industrialisés continuent de faire apparaître l'association négative entre le SSE et l'embonpoint ou l'obésité chez les femmes et une relation incohérente chez les hommes[11-19]. Les études fondées sur une comparaison longitudinale de données nationales indiquent qu'au cours des dernières décennies, la prévalence de l'obésité a augmenté plus rapidement chez les groupes ayant les SSE les plus élevés que chez ceux dont le SSE était plus faible[11,19], phénomène qui a coïncidé avec la forte hausse de la prévalence globale de l'obésité[11].

Des données recueillies récemment au Canada montrent que le gradient de l'embonpoint ou de l'obésité selon le SSE est lié au sexe[20,21]. Les analyses univariées des microdonnées à grande diffusion provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 ne révèlent aucune association discernable entre le revenu du ménage et l'obésité chez les femmes, mais une association positive chez les hommes. Par ailleurs, une association négative entre le niveau de scolarité et l'obésité s'est dégagée pour les femmes, mais non pour les hommes.

Jusqu'ici, on n'a pu que spéculer quant aux raisons pour lesquelles le gradient social est moins prononcé pour l'embonpoint ou l'obésité et à celles pour lesquelles des différences existent entre les sexes. D'aucuns ont suggéré que le renoncement au tabac, la consommation d'alcool et la maladie chronique pourraient être des facteurs confusionnels[9], mais aucune étude antérieure ne comporte une analyse en profondeur de ce phénomène contre-intuitif.

La richesse et la haute qualité des données de l'ESCC offrent une occasion d'examiner un certain nombre d'hypothèses concernant ces résultats inattendus. L'objectif du présent article est d'étudier les associations qui pourraient sous-tendre le gradient estompé ou positif observé pour le SSE et l'embonpoint, ainsi que les différences entre les hommes et les femmes en évaluant la répartition des facteurs de risque d'embonpoint entre les groupes de SSE. Une explication de ces résultats permettra peut-être de mieux saisir les causes et les conséquences des niveaux élevés d'obésité au sein de la population canadienne.

Hypothèses

On a formulé quatre hypothèses *a priori*.

Hypothèse I : *Les groupes dont le SSE est élevé consomment plus fréquemment des repas préparés en dehors de la maison, ont un apport calorique total plus élevé et consomment moins de fruits et de légumes que les groupes dont le SSE est faible.*
Raisonnement : Alors que, traditionnellement, les groupes à SSE élevé avaient un régime alimentaire de meilleure qualité que ceux à SSE faible, l'évolution du temps disponible pour les repas et pour leur préparation qui a eu lieu au cours des deux dernières décennies[22,23] pourrait avoir modifié les différences de qualité du régime alimentaire selon le SSE. Par exemple, à cause des contraintes de temps auxquelles font face les familles comptant deux soutiens, les membres des ménages à revenu élevé pourraient consommer des repas préparés à l'extérieur de la maison plus fréquemment que ceux des ménages à revenu plus faible. Or, ces repas sont habituellement riches en matières grasses et en calories et pauvres en fruits et légumes.

Hypothèse II : *Les groupes à SSE élevé sont physiquement moins actifs que les groupes à SSE faible.*
Raisonnement : Les progrès techniques réalisés au cours des dernières décennies, notamment l'informatisation, la technologie du divertissement et le transport automatisé, ont réduit le niveau d'activité physique[22]. Si l'on suppose que les groupes à SSE élevé ont mieux les moyens d'acquérir ces technologies et qu'ils les adoptent plus rapidement, leur activité physique devrait en principe diminuer.

Hypothèse III : *Les membres des groupes à SSE élevé sont plus susceptibles que ceux des groupes à SSE faible d'arrêter de fumer.*
Raisonnement : Il a été publié que le renoncement au tabac accroît la probabilité de devenir obèse[24]. Si les campagnes anti-tabac ont remporté plus de succès chez les groupes à SSE élevé, la prévalence de l'embonpoint parmi ceux-ci pourrait avoir augmenté

Hypothèse IV : *Les caractéristiques du quartier sont des facteurs confusionnels dans l'association entre le SSE et l'embonpoint.*
Raisonnement : Plusieurs études ont montré que les facteurs de niveau local jouent un rôle important dans le développement de l'obésité[13,25,26]. L'environnement construit par l'homme facilite l'activité physique, laquelle pourrait être associée à l'obésité[27]. Les installations et les espaces récréatifs, les bonnes conditions de déplacement à pied et la sécurité du quartier, le choix d'aliments bons pour la santé et l'adoption des modèles de comportement observés chez les pairs pourraient être plus fréquents dans les quartiers aisés.

Méthodes

Source des données

L'étude porte sur des données provenant du cycle 2.2 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisé en 2004. L'ESCC est une enquête transversale représentative de la population nationale conçue pour évaluer les caractéristiques démographiques, la santé, le milieu social, l'activité physique, la nutrition (rappel alimentaire de 24 heures) et des mesures anthropométriques (taille et poids). Sont exclus du champ d'observation de l'enquête les résidents des territoires, des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes, des

établissements et de certaines régions éloignées.

La base aréolaire de l'Enquête sur la population active au Canada, réalisée selon un plan de sondage en grappes stratifié à plusieurs degrés, a été utilisée pour sélectionner les ménages participants. Une personne par ménage a été choisie pour participer à l'enquête en appliquant des probabilités de sélection variant selon l'âge et la base de sondage. Une description détaillée de la stratégie d'échantillonnage figure dans un document déjà publié[28]. Les entrevues ont débuté en janvier 2004 et se sont poursuivies tout au long de l'année civile. Le taux de réponse global a été de 76,5 %. En tout, 35 107 personnes ont participé à l'enquête, dont 21 160 âgées de 18 ans et plus. La présente étude porte sur les données recueillies auprès de 12 428/21 160 (59 %) participants adultes pour lesquels les mesures anthropométriques étaient disponibles. L'information sur les participants dont la taille et le poids ont été mesurés a été recueillie au moyen d'interviews sur place.

Définitions

Facteurs socioéconomiques

En fonction d'hypothèses a priori quant aux facteurs confusionnels, le niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage, le revenu moyen du ménage au niveau régional et l'âge (fourchette de 18 à 101 ans) ont été choisis comme covariables.

Le *revenu du ménage* a été traité comme une covariable catégorique à quatre niveaux reflétant le nombre de personnes dans le ménage et le revenu total du ménage provenant de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue[29]. Les catégories de revenu sont : inférieur (moins de 15 000 $ pour une ou deux personnes; moins de 20 000 $ pour trois ou quatre personnes; moins de 30 000 $ pour cinq personnes et plus); moyen-inférieur (de 15 000 $ à 29 999 $ pour une ou deux personnes; de 20 000 $ à 39 999 $ pour trois ou quatre personnes; de 30 000 $ à 59 999 $ pour cinq personnes et plus); moyen-supérieur (de 30 000 $ à 59 999 $ pour une ou deux personnes; de 40 000 $ à 79 999 $ pour trois ou quatre personnes; de 60 000 $ à 79 999 $ pour cinq personnes et plus); supérieur (60 000 $ et plus pour une ou deux personnes; 80 000 $ et plus pour trois personnes et plus).

Le *niveau de scolarité du ménage* a été traité comme une covariable catégorique à trois niveaux représentant le niveau le plus élevé de scolarité atteint dans le ménage (études secondaires complètes ou partielles; études postsecondaires partielles ou diplôme collégial; diplôme universitaire).

Les régions correspondant aux divisions de recensement (DR) de 2001 définies par Statistique Canada ont été utilisées comme approximations des quartiers. Le *revenu du ménage au niveau de la région* a été utilisé comme approximation du SSE du quartier.

Variables de résultat

L'embonpoint, la faible consommation de fruits et légumes, l'apport énergétique quotidien total, les repas au restaurant, le faible niveau d'activité physique et le fait d'être un ancien fumeur ont été évalués au moyen de modèles de régression distincts. Des renseignements détaillés sur les variables d'enquête sous-jacentes peuvent être consultés ailleurs[29].

Embonpoint

La taille et le poids ont été mesurés directement en se servant de procédures normalisées et d'instruments étalonnés. L'indice de masse corporelle (IMC) a été calculé en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Les participants à l'enquête ont été classés dans la catégorie poids normal (IMC inférieur à 25 kg/m^2) ou dans la catégorie embonpoint (IMC égal ou supérieur à 25 kg/m^2).

Faible consommation de fruits et légumes

La consommation autodéclarée de fruits et légumes a été évaluée à l'aide d'une version adaptée du module sur la fréquence de la consommation de fruits et légumes du Behavioral Risk Factor Surveillance System[30]. Les participants à l'enquête ont été classés en deux catégories, à savoir ceux ayant déclaré consommer des fruits et légumes moins de cinq fois par jour, et ceux ayant déclaré le faire cinq fois ou plus par jour.

Apport énergétique quotidien total

L'apport énergétique (ou calorique) quotidien total (variable continue) a été déterminé en additionnant tous les apports énergétiques (exprimés en kilocalories) provenant des sources alimentaires déclarées dans la composante du premier rappel alimentaire de 24 heures de l'ESCC.

Repas au restaurant

D'après les données du premier rappel alimentaire de 24 heures, les participants à l'enquête ont été répartis en deux catégories, ceux qui avaient consommé au moins un repas n'ayant pas été préparé à la maison et ceux ne l'ayant pas fait.

Comme l'apport énergétique total et la consommation de repas au restaurant sont basés sur le premier des deux rappels alimentaires, les résultats représentent les habitudes alimentaires le *jour de l'enquête* seulement.

Faible niveau d'activité physique

Le faible niveau d'activité physique a été évalué sous forme de variable binaire basée sur l'indice d'activité physique[31], qui tient compte de la fréquence, de la durée et de l'intensité autodéclarées de l'activité physique durant les loisirs. Les personnes dont l'indice d'activité physique était inférieur à 1,5 kcal/kg/jour ont été considérées comme ayant un faible niveau d'activité physique[29].

Ancien fumeur

D'après les données autodéclarées, les participants à l'enquête ont été classés comme étant des fumeurs au moment de l'enquête, des anciens fumeurs ou des personnes n'ayant jamais fumé. Pour procéder à l'analyse par la

régression logistique de cette variable de résultat, la situation d'usage du tabac a été dichotomisée (anciens fumeurs versus fumeurs au moment de l'enquête); les personnes n'ayant jamais fumé ont été exclues du modèle.

Analyse statistique

Les associations entre les variables de résultat susmentionnées et les facteurs socioéconomiques ont été examinées par régression linéaire (apport calorique quotidien total) ou par régression logistique (toutes les autres variables de résultat). En vue d'harmoniser l'interprétation des modèles de régression linéaire et de régression logistique, les coefficients de régression linéaire ont été exponentiés afin de représenter le risque relatif (et l'intervalle de confiance de 95 %) d'un accroissement de 1 000 calories de l'apport énergétique quotidien total[32,33]. L'âge (variable continue), le carré de l'âge, le revenu du ménage et le niveau de scolarité du ménage ont été examinés simultanément dans les modèles. Afin de corriger l'effet confusionnel de l'âge, celui-ci a été inclus dans le modèle sous forme d'une covariable continue comportant un terme quadratique, ce qui a permis de tenir compte du sommet de la prévalence de l'embonpoint autour de la sixième décennie de la vie.

Le revenu du ménage, calculé d'après les données sur le revenu du Recensement de 2001, a été normalisé et réparti en quartiles, puis couplé aux données de l'ESCC au niveau de la division de recensement (DR). L'influence du revenu du quartier sur la cote exprimant le risque d'avoir de l'embonpoint a été examinée en utilisant des méthodes de régression multiniveaux. Les personnes (niveau individuel, n=12 428) ont été emboîtées dans les régions correspondant aux DR (niveau régional, n=274); les quartiles de revenu moyen du ménage ont été utilisés comme covariables au niveau régional. Afin d'étudier les variations entre les quartiers, le coefficient de corrélation intraclasse (CCI) a été calculé en recourant à l'approximation par des variables latentes[34].

Comme on s'attendait à ce que les associations entre le SSE et les variables de résultat diffèrent pour les hommes et les femmes[20,21], toutes les analyses ont été stratifiées selon le sexe. L'information au sujet du revenu du ménage et du niveau de scolarité du ménage manquait pour 9 % et 2 % des personnes adultes, respectivement. Une catégorie Valeur manquante a été incluse dans chacune de ces covariables, mais les résultats ne sont pas présentés.

Les estimations ont été calculées en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada afin de tenir compte de l'effet de plan et du biais dû à la non-réponse. Les erreurs-types ont été estimées par la méthode du *bootstrap*[35,36]. Cependant, les poids bootstrap n'ont pas pu être appliqués aux modèles multiniveaux; par conséquent, les erreurs-types pour ces modèles présentent vraisemblablement un biais et les résultats doivent être interprétés avec prudence. La version 9 de Stata (Stata Corp, College Station, Texas, États-Unis) a été utilisée pour exécuter les analyses statistiques.

Tableau 1
Certaines caractéristiques des adultes dont le poids et la taille ont été mesurés durant le cycle 2.2 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004

	Total (n=12 428)	Femmes (n=7 176)	Hommes (n=5 252)
Apport énergétique total moyen (kilocalories par jour)	2 145	1 829	2 468
		%	
Embonpoint	59	53	65
Obésité	23	23	23
Faible consommation de fruits et légumes (moins de cinq fois par jour)	68	63	74
Repas au restaurant (au moins un repas par jour préparé en dehors de la maison)	53	51	55
Faible activité physique (moins de 1,5 kilocalorie/kilogramme/jour)	58	60	55
Situation d'usage du tabac			
Fumeur(euse) au moment de l'enquête	25	23	28
Ancien(ne) fumeur(euse)	27	24	31
N'a jamais fumé	47	53	41
Âge			
18 à 24 ans	13	12	14
25 à 34 ans	16	16	16
35 à 44 ans	21	21	22
45 à 54 ans	20	20	20
55 à 64 ans	14	14	14
65 ans et plus	16	17	14
Niveau de scolarité			
Études secondaires complètes ou partielles	21	21	20
Études postsecondaires partielles ou diplôme collégial	44	44	45
Diplôme universitaire	33	33	33
Revenu du ménage			
Inférieur	9	10	7
Moyen-inférieur	19	21	18
Moyen-supérieur	33	32	35
Supérieur	30	28	33

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

Résultats

Les statistiques descriptives sur les participants à l'ESCC de 18 ans et plus dont le poids et la taille ont été mesurés directement sont présentées au tableau 1. Les coefficients de variation des

Tableau 2
Rapports de cotes corrigés et non corrigés reliant les facteurs socioéconomiques à l'embonpoint, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Femmes									Hommes								
	Univarié			Multivarié†			Multivarié multiniveaux‡			Univarié			Multivarié†			Multivarié multiniveaux‡		
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 % de	à
Niveau de scolarité																		
Faible	2,17*	1,69	2,77	1,89*	1,42	2,51	1,76*	1,40	2,21	1,18	0,88	1,58	1,25	0,90	1,74	0,95	0,68	1,34
Moyen	1,78*	1,41	2,26	1,81*	1,42	2,32	1,84*	1,45	2,33	0,88	0,67	1,16	0,94	0,70	1,26	0,78	0,60	1,01
Élevé§	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	..	1,00	...	..	1,00	...	...	1,00	...	...
Revenu du ménage																		
Inférieur	1,07	0,76	1,51	0,89	0,61	1,30	0,99	0,72	1,36	0,54*	0,33	0,91	0,51*	0,28	0,90	0,58*	0,42	0,80
Moyen-inférieur	1,39*	1,05	1,84	1,10	0,81	1,50	1,18	0,89	1,57	0,66*	0,47	0,94	0,63*	0,43	0,92	0,62*	0,41	0,93
Moyen-supérieur	1,10	0,86	1,40	0,94	0,73	1,22	0,92	0,72	1,16	0,69*	0,51	0,93	0,72*	0,52	0,99	0,80	0,58	1,11
Supérieur§	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	..	1,00	...	..	1,00	...	...	1,00	...	...
Revenu du ménage au niveau régional																		
Inférieur§	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	..	1,00	...	..	1,00	...	...	1,00	...	...
Moyen-inférieur	0,65*	0,61	0,69	...	...	...	1,48*	1,24	1,78	0,83*	0,75	0,91	...	...	...	0,86*	0,76	0,98
Moyen-supérieur	0,52*	0,49	0,57	...	...	...	0,65*	0,55	0,78	1,05	0,95	1,16	...	...	...	1,04	0,93	1,16
Supérieur	0,62*	0,59	0,66	...	...	...	0,87	0,73	1,03	0,73*	0,66	0,80	...	...	...	0,74*	0,65	0,84

† corrigé pour tenir compte du niveau de scolarité du ménage, du revenu du ménage, de l'âge et du carré de l'âge
‡ corrigé pour tenir compte du revenu moyen du ménage au niveau régional, du niveau de scolarité du ménage, du revenu du ménage, de l'âge et du carré de l'âge
§ 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 : Nutrition, 2004.

estimations des prévalences du tableau 1 sont tous inférieurs au seuil d'exclusion de 16 % (indiquant que la variabilité d'échantillonnage est acceptable) recommandé par Statistique Canada[28].

En 2004, 53 % de femmes et 65 % d'hommes avaient de l'embonpoint. La majorité des adultes (68 %) consommaient des fruits et légumes moins de cinq fois par jour et étaient physiquement inactifs (58 %).

Chez les femmes, les analyses tant corrigées que non corrigées révèlent une forte association inverse entre le niveau de scolarité du ménage et l'embonpoint, mais non entre le revenu du ménage et l'embonpoint (tableau 2).

Chez les hommes, dans les analyses non corrigées ainsi que corrigées, une association positive se dégage entre l'embonpoint et le revenu du ménage, mais aucun gradient n'est discernable dans la relation entre le niveau de scolarité du ménage et l'embonpoint (tableau 2).

Hypothèse I (habitudes alimentaires)

Le gradient social persiste pour la consommation de fruits et légumes, la fréquence de la consommation ayant tendance à augmenter parallèlement au niveau de scolarité et au revenu du ménage chez les deux sexes, quoique l'association ne soit pas statistiquement significative chez les hommes (tableau 3). En revanche, pour la consommation de calories, un gradient clair n'est évident pour ni l'une ni l'autre mesure du SSE, à part le fait que l'apport énergétique est significativement plus élevé chez les femmes appartenant à la catégorie de niveau de scolarité le plus élevé. Cependant, les adultes membres des ménages à revenu élevé étaient significativement plus susceptibles que ceux des ménages à faible revenu de déclarer avoir consommé un repas non préparé à la maison le jour du rappel alimentaire.

Hypothèse II (activité physique)

En ce qui concerne l'activité physique, un gradient social est observé pour le niveau de scolarité du ménage chez les femmes et pour le revenu du ménage chez les hommes, les membres des groupes à SSE faible étant plus susceptibles que les autres de déclarer un faible niveau d'activité (tableau 3).

Hypothèse III (usage du tabac)

Chez les femmes, la cote exprimant la possibilité d'être une ancienne fumeuse plutôt qu'une fumeuse au moment de l'enquête est significativement plus élevée pour celles appartenant aux ménages à niveau de

Tableau 3
Rapports de cotes et rapports de risques corrigés reliant les facteurs socioéconomiques aux déterminants de l'embonpoint, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Faible consommation de fruits et légumes (moins de 5 fois par jour)			Apport énergétique quotidien total			Repas au restaurant (au moins un repas préparé hors de la maison)			Faible activité physique (moins de 1,5 kilocalorie/kilogramme/jour)			Renoncement au tabac		
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 % de	à
Femmes															
Niveau de scolarité du ménage															
Faible	1,74*	1,26	2,40	0,81*	0,73	0,90	0,99	0,75	1,30	1,71*	1,27	2,32	0,33*	0,20	0,54
Moyen	1,29*	1,00	1,68	0,90*	0,82	0,99	1,08	0,83	1,39	1,34*	1,04	1,72	0,53*	0,34	0,81
Élevé†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	..	1,00	...	..	1,00	...	...
Revenu du ménage															
Inférieur	1,60*	1,01	2,53	0,97	0,87	1,07	0,52*	0,36	0,75	1,26	0,85	1,86	0,48*	0,29	0,78
Moyen-inférieur	1,56*	1,07	2,26	0,99	0,89	1,10	0,64*	0,47	0,87	1,51*	1,10	2,08	0,60*	0,37	0,98
Moyen-supérieur	1,14	0,84	1,53	1,02	0,93	1,13	0,75*	0,58	0,97	1,04	0,80	1,35	0,79	0,51	1,24
Supérieur†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	..	1,00	...	..	1,00	...	...
Hommes															
Niveau de scolarité du ménage															
Faible	1,45	0,98	2,15	1,14	0,95	1,38	0,83	0,60	1,15	1,21	0,87	1,67	0,47*	0,29	0,78
Moyen	1,21	0,89	1,65	1,23*	1,08	1,42	0,89	0,67	1,18	1,01	0,77	1,33	0,69	0,45	1,07
Élevé†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	..	1,00	...	..	1,00	...	...
Revenu du ménage															
Inférieur	1,84*	1,05	3,22	0,87	0,67	1,12	0,49*	0,31	0,78	2,31*	1,43	3,71	0,55	0,27	1,11
Moyen-inférieur	1,16	0,76	1,79	0,84*	0,70	0,99	0,52*	0,37	0,73	1,94*	1,37	2,74	0,58*	0,36	0,94
Moyen-supérieur	1,43*	1,04	1,96	0,95	0,83	1,10	0,69*	0,51	0,92	1,64*	1,25	2,48	0,89	0,62 à	1,27
Supérieur†	1,00	...	...	1,00	...	...	1,00	...	..	1,00	...	..	1,00	...	...

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,05)
Nota : Les modèles sont corrigés pour tenir compte du niveau de scolarité du ménage, du revenu du ménage, de l'âge et du carré de l'âge. Les résultats pour l'apport énergétique quotidien total représentent le risque d'un apport énergétique supérieur à 1 000 calories, comparativement à la catégorie de référence.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004.

scolarité et à revenu élevés (tableau 3). Par contre, le renoncement au tabac n'est généralement associé significativement ni au niveau de scolarité ni au revenu du ménage chez les hommes.

Hypothèse IV (quartier)

La correction du modèle de l'embonpoint pour tenir compte du revenu moyen du ménage au niveau régional n'a modifié les associations entre le niveau de scolarité ou le revenu du ménage et l'embonpoint ni chez les hommes ni chez les femmes (tableau 2). La variance attribuable aux variations du revenu du ménage entre quartiers est de 5 % chez les femmes et de 8 % chez les hommes.

Discussion

Les résultats de la présente étude concordent avec les données internationales récentes indiquant qu'il existe une association négative entre le SSE et l'embonpoint ou l'obésité chez les femmes et une relation incohérente entre ces variables chez les hommes[11,12,14-19]. Les analyses présentées ici étoffent les résultats obtenus antérieurement, grâce à l'utilisation de mesures directes (par opposition à des données autodéclarées) de la taille et du poids afin d'éliminer le biais de déclaration ainsi qu'à un examen approfondi des associations qui sous-tendent les gradients sociaux réduits ou inversés de l'embonpoint.

Nous avons émis l'hypothèse qu'une consommation plus importante de calories parmi les groupes à SSE élevé pourrait expliquer la réduction ou l'inversion des gradients sociaux de l'embonpoint. Toutefois, à part une association positive avec le niveau de scolarité chez les femmes, aucun gradient clair du lien entre le SSE et l'apport total d'énergie n'a pu être dégagé. En outre, l'association entre le niveau de scolarité ainsi que le revenu du ménage et la consommation de fruits et légumes suit le gradient habituel, les membres des groupes à SSE faible étant moins susceptibles que ceux des groupes à SSE élevé de consommer des fruits et des légumes.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet?

- Les personnes de faible statut socioéconomique (SSE) ont tendance à être en moins bonne santé que celles dont le statut est plus élevé, phénomène communément appelé gradient social de santé.
- Les associations entre le SSE et l'embonpoint ou l'obésité sont moins cohérentes et présentent des différences selon le sexe.
- Les caractéristiques du mode de vie liées au SSE qui sont susceptibles de sous-tendre cette observation n'ont pas été étudiés.

Ce qu'apporte l'étude?

- Les différences d'habitudes alimentaires et de renoncement au tabac entre les divers groupes de SSE pourraient être liées à l'absence d'une forte association négative entre les mesures du SSE et l'embonpoint.

Il s'est dégagé une forte association positive entre le revenu du ménage et la consommation de repas au restaurant, une variable à laquelle est accordée une attention croissante en tant que facteur éventuel de l'augmentation de la prévalence de l'obésité. Au cours des dernières décennies, les établissements de restauration, en particulier les restaurants-minutes, ont connu un essor sans précédent, car ils répondent à la demande d'économie de temps relative à la préparation des aliments[37]. Ainsi, de 1990 à 2006, les revenus des restaurants ont plus que doublé au Canada, passant de 16,5 milliards de dollars à 34,4 milliards de dollars[38]. Les personnes qui vont souvent au restaurant ont tendance à consommer plus de calories[39,40] et avoir un IMC plus élevé[41] que celles qui prennent habituellement leurs repas à la maison. Donc, la fréquence plus grande des sorties au restaurant chez les groupes à revenu élevé pourrait être associée à l'inversion du gradient entre le revenu du ménage et l'embonpoint chez les hommes, mais elle n'explique pas les différences entre les hommes et les femmes. En outre, ce résultat est en contradiction avec l'absence de gradient social constatée pour l'apport énergétique total. Toutefois, les estimations de l'apport énergétique des repas pris au restaurant pourraient être erronées, parce que les personnes interrogées manquaient de renseignements précis sur les aliments qu'elles avaient consommés.

Nous avons en outre émis l'hypothèse que le niveau d'activité physique durant les loisirs des groupes à SSE élevé était plus faible que celui des groupes à SSE faible, éventuellement parce que les premiers ont mieux les moyens d'acquérir des ordinateurs et des technologies de divertissement qui favorisent, les uns et les autres, un comportement sédentaire. Néanmoins, les membres des groupes à SSE élevé avaient, en fait, tendance à être physiquement plus actifs que ceux des autres groupes durant leurs loisirs. Il se pourrait que cette plus grande activité physique durant les loisirs soit compensée par une activité sédentaire en milieu de travail[42,43]. Selon He et coll., les taux plus faibles d'activité physique durant les loisirs observés parmi les groupes à faible niveau de scolarité sont compensés par une activité physique plus éreintante au travail, ce qui aboutit, dans l'ensemble, à une dépense énergétique totale comparable pour les divers niveaux de scolarité[44].

Un certain nombre d'études montrent des associations entre le renoncement au tabac et le gain de poids[24,45-47]. Notre hypothèse était que les membres des groupes à SSE élevé sont plus susceptibles que ceux des groupes à SSE faible d'arrêter de fumer et que cette situation pourrait être associée à une prévalence plus forte de l'embonpoint chez les premiers (hypothèse III). Les analyses ont effectivement révélé une forte association positive entre le SSE et le renoncement au tabac. Par conséquent, ce dernier pourrait expliquer partiellement l'absence de gradient clair de l'embonpoint selon le SSE. Alors que certaines études n'ont permis de constater aucune différence de gain de poids après le renoncement au tabac en fonction du sexe[24,45,48], deux d'entre elles montraient des gains plus importants chez les hommes que chez les femmes[49,50], ce qui pourrait expliquer les différences d'association entre le SSE et l'embonpoint selon le sexe.

Au cours de la dernière décennie, les chercheurs se sont intéressés aux caractéristiques du quartier en tant que déterminant du poids corporel d'un individu[13,25,26]. Notre hypothèse était que le SSE du quartier a un effet confusionnel sur l'association entre le SSE et l'embonpoint (hypothèse IV). Cependant, nos analyses multiniveaux ne l'appuient pas. Le faible pourcentage de variance attribuable aux caractéristiques du quartier pourrait tenir au fait que les divisions de recensement définies par Statistique Canada ne sont pas des quartiers « fonctionnels », vu que leur taille moyenne est d'environ 110 000 habitants. Pourtant, même si l'on se fonde sur des grappes plus petites (subdivisions de recensement, taille moyenne d'environ 5 500), la variance expliquée par les facteurs régionaux ne varie pas considérablement. Il est possible que le revenu au niveau régional ne constitue pas la mesure optimale des caractéristiques du quartier qui sont pertinentes pour l'étude des comportements liés à la santé.

Le plan transversal de l'étude permet difficilement de déterminer si le gradient estompé/inversé est un nouveau phénomène ou s'il a toujours existé. Dès les années 1960 et jusqu'à la fin des années 1980, les données d'enquête ont montré des différences selon le

sexe dans l'association entre le SSE et l'embonpoint ou l'obésité[51-54]. Les données longitudinales provenant de grandes enquêtes représentatives de la population, comme la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) aux États-Unis, révèlent des changements prononcés de l'association entre le SSE et l'obésité qui coïncident avec l'accroissement de la prévalence de cette dernière durant la période qui a tout juste précédé la NHANES III (1988 à 1994)[11,19]. De même, les données provenant de l'Enquête canadienne sur la santé cardiovasculaire (réalisée de 1986 jusqu'à la fin de 1992)[55] indiquent une association négative entre le revenu et l'obésité chez les deux sexes. La hausse la plus importante de la prévalence de l'obésité depuis la fin des années 1980 a été observée chez les hommes appartenant aux groupes de revenu élevé; la prévalence de l'obésité chez le groupe de revenu le plus faible n'a, quant à elle, pour ainsi dire pas changé. Des variations de l'association entre les mesures du SSE et l'embonpoint ou l'obésité sont maintenant observées régulièrement dans d'autres pays développés[12-18]. Des attentes différentes quant à l'influence du sexe pourraient, en partie, être la cause des associations paradoxales. Si l'embonpoint ou l'obésité est considéré comme acceptable chez les hommes, l'excès de poids est socialement moins désirable chez les femmes[56].

Limites

Le statut socioéconomique est un concept complexe qui est déterminé par le revenu, le niveau de scolarité, la profession, le contexte familial et le lieu de résidence. En pratique, le SSE est mesuré à l'aide d'indicateurs tels que le revenu, le niveau de scolarité, la situation professionnelle ou des indices composites. Tout gradient social peut être influencé par l'indicateur choisi et aucun indicateur ne peut refléter pleinement la signification du concept à lui seul.

Les deux indicateurs du SSE utilisés dans l'étude, à savoir le niveau de scolarité du ménage et le revenu du ménage, ont des défauts. Parce que l'un et l'autre ont été mesurés au niveau du ménage plutôt que de la personne, il est impossible de déterminer s'ils différaient pour les hommes et pour les femmes dans un ménage donné.

Habituellement, le revenu donne lieu à plus de valeurs manquantes que le niveau de scolarité et il est moins constant au cours du temps. Une autre difficulté liée à l'utilisation du revenu comme variable de substitution du SSE tient au fait que l'association entre le revenu et l'embonpoint peut agir en sens inverse; autrement dit, l'obésité pourrait réduire le succès sur le marché du travail. Enfin, les valeurs monétaires utilisées pour définir les catégories de revenu élevé du ménage dans l'ESCC pourraient ne pas être synonymes de richesse monétaire dans certains quartiers, ce qui entraînerait une classification éventuellement incorrecte du SSE des participants à l'enquête. Par ailleurs, un inconvénient de l'utilisation du niveau de scolarité comme indicateur du SSE est que certains groupes, comme les immigrants ou les minorités visibles, pourraient être sous-payés relativement à leur formation.

Les mesures autodéclarées utilisées dans la présente analyse, notamment l'apport calorique total et la fréquence de la consommation de fruits et légumes, ont des limites intrinsèques et ces résultats devraient être interprétés avec prudence.

Conclusion

La force de la présente étude tient au fait que le calcul de l'IMC est fondé sur des mesures physiques par opposition à des données anthropométriques autodéclarées, comme cela était le cas dans d'autres études. En outre, la grande portée de l'ESCC a permis une analyse en profondeur des associations entre le niveau de scolarité et le revenu du ménage, d'une part, et divers déterminants de l'embonpoint liés au mode de vie. Cependant, le plan transversal et l'utilisation de données autodéclarées limitent l'étude.

Les résultats confirment ceux de travaux de recherche effectués dans d'autres pays développés montrant que le gradient social de l'embonpoint est réduit ou, dans le cas du revenu chez les hommes, même inversé. La présente étude fournit certaines preuves que des différences d'habitudes alimentaires et de renoncement au tabac selon le groupe de SSE pourraient avoir contribué à cette constatation. ■

Références

1. S. Kanjilal, E.W. Gregg, Y.J. Cheng *et al.*, « Socioeconomic status and trends in disparities in 4 major risk factors for cardiovascular disease among US adults, 1971-2002 », *Archives of Internal* Medicine, 166, 2006, p. 2348-2355.
2. J. Banks, M. Marmot, Z. Oldfield *et al.*, « Disease and disadvantage in the United States and in England », *JAMA*, 295, 2006, p. 2037-2045.
3. M.A. Albert, R.J. Glynn, J. Buring et P.M. Ridker, « Impact of traditional and novel risk factors on the relationship between socioeconomic status and incident cardiovascular events », *Circulation,* 114, 2006, p. 2619-2626.
4. E. Ward, A. Jemal, V. Cokkinides *et al.*, « Cancer disparities by race/ethnicity and socioeconomic status », *CA: A Cancer Journal for Clinicians*, 54, 2004, p. 78-93.
5. K. Steenland, J. Henley et M. Thun, « All-cause and cause-specific death rates by educational status for two million people in two American Cancer Society cohorts, 1959-1996 », *American Journal of Epidemiology,* 156, 2002, p. 11-21.
6. G. Pappas, S. Queen, W. Hadden et G. Fisher, « The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986 », *New England Journal of Medicine,* 329, 1993, p. 103-109.
7. A. Sloggett, H. Young et E. Grundy, « The association of cancer survival with four socioeconomic indicators: a longitudinal study of the older population of England and Wales 1981-2000 », *BMC* Cancer, 7, 2007, p. 20.
8. J. Wardle et A. Steptoe, « Socioeconomic differences in attitudes and beliefs about healthy lifestyles », *Journal of Epidemiology and Community Health,* 57, 2003, p. 440-443.
9. J. Sobal et A.J. Stunkard, « Socioeconomic status and obesity: a review of the literature », *Psychological Bulletin*, 105, 1989, p. 260-275.
10. L. McLaren, « Socioeconomic status and obesity », *Epidemiologic Reviews*, 29, 2007, p. 29-48.
11. Q. Zhang et Y. Wang, « Trends in the association between obesity and socioeconomic status in U.S. adults: 1971 to 2000 », *Obesity Research*, 12, 2004, p. 1622-1632.
12. V.W. Chang et D.S. Lauderdale, « Income disparities in body mass index and obesity in the United States, 1971-2002 », *Archives of Internal Medicine*, 165, 2005, p. 2122-2128.
13. S.A. Robert et E.N. Reither, « A multilevel analysis of race, community disadvantage, and body mass index among adults in the US », *Social Science and Medicine*, 59, 2004, p. 2421-2434.
14. J. Wardle, J. Waller et M.J. Jarvis, « Sex differences in the association of socioeconomic status with obesity », *American Journal of Public Health*, 92, 2002, p. 1299-1304.
15. K. Ball, G. Mishra et D. Crawford, « Which aspects of socioeconomic status are related to obesity among men and women? », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 26, 2002, p. 559-565.
16. H. Wolff, C. Delhumeau, S. Beer-Borst *et al.*, « Converging prevalences of obesity across educational groups in Switzerland », *Obesity (Silver Spring)*, 14, 2006, p. 2080-2088.
17. Y.S. Yoon, S.W. Oh et H.S. Park, « Socioeconomic status in relation to obesity and abdominal obesity in Korean adults: a focus on sex differences », *Obesity (Silver Spring)*, 14, 2006, p. 909-919.
18. G. Maillard, M.A. Charles, N. Thibult *et al.*, « Trends in the prevalence of obesity in the French adult population between 1980 and 1991 », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 23, 1999, p. 389-394.
19. N. Maheswari, J.G. Robinson, N. Kohatsu et B. Zimmerman, « Obesity prevalence increasing 3 times faster in high than low income groups: National Health and Nutrition Examination Surveys 1971 to 2002 [abstract] », *Circulation*, 111, 2005, p. 190.
20. N.A. Ross, S. Tremblay, S. Khan *et al.*, « Body mass index in urban Canada: neighborhood and metropolitan area effects », *American Journal of Public Health*, 97, 2007, p. 500-508.
21. F.I. Matheson, R. Moineddin et R.H. Glazier, « The weight of place: a multilevel analysis of gender, neighborhood material deprivation, and body mass index among Canadian adults », *Social Science and Medicine*, 66, 2008, p. 675-690.
22. S.A. French, M. Story et R.W. Jeffery, « Environmental influences on eating and physical activity », *Annual Review of Public Health*, 22, 2001, p. 309-335.
23. S.A. French, R.W. Jeffery, M. Story *et al.*, « Pricing and promotion effects on low-fat vending snack purchases: the CHIPS Study », *American Journal of Public Health*, 91, 2001, p. 112-117.
24. K.M. Flegal, R.P. Troiano, E.R. Pamuk *et al.*, « The influence of smoking cessation on the prevalence of overweight in the United States », *New England Journal of Medicine,* 333, 1995, p. 1165-1170.
25. L.N. Oliver et M.V. Hayes, « Neighbourhood socio-economic status and the prevalence of overweight Canadian children and youth », *Canadian Journal of Public Health / Revue canadienne de santé publique*, 96(6), 2005, p. 415-420.
26. P.J. Veugelers et A.L. Fitzgerald, « Prevalence of and risk factors for childhood overweight and obesity », *Canadian Medical Association Journal / Journal de l'Association médicale du Canada*, 173, 2005, p. 607-613.
27. L.D. Frank, M.A. Andresen et T.L. Schmid, « Obesity relationships with community design, physical activity, and time spent in cars », *American Journal of Preventive Medicine*, 27, 2004, p. 87-96.
28. Statistique Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (2004), Fichier maître : Guide de l'utilisateur* (nº 82M0024GPF au catalogue), Ottawa, Ministre de l'industrie, 2005.

29. Statistique Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (cycle 2.2), Fichier maître : Documentation sur les variables dérivées*, Ottawa, Ministre de l'industrie, 2006.

30. Centers for Disease Control and Prevention, *Behavioral Risk Factor Surveillance System*, disponible à l'adresse : http://www.cdc.gov/brfss (document consulté le 22 avril 2008).

31. Ontario Ministry of Health, *Ontario Health Survey 1990: User's Guide Volume 1, Documentation*, Toronto, Ontario Ministry of Health, 1991.

32. G. Kephart, V.S. Thomas et D.R. MacLean, « Socioeconomic differences in the use of physician services in Nova Scotia », *American Journal of Public Health*, 88, 1998, p. 800-803.

33. P.J. Veugelers, A.L. Fitzgerald et E. Johnston, « Dietary intake and risk factors for poor diet quality among children in Nova Scotia », *Canadian Journal of Public Health / Revue canadienne de santé publique*, 96, 2005, p. 212-216.

34. G. Rodriguez et I. Elo, « Intra-class correlation in random-effects models for binary data », *Stata Journal,* 3, 2003, p. 32-46.

35. E. Piérard, N. Buckley et J. Chowhan, « *Pour une utilisation plus conviviale de la méthode bootstrap : fichier ADO dans STATA* », Le Bulletin technique et d'information des Centres de données de recherche, 1 (1), 2004, p. 21-38 (Statistique Canada, n° 12-002-XIF au catalogue).

36. 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.

37. C.C. Price, « Sales of meals and snacks away from home continue to increase », *Food Review*, 21, 1999, p. 28-30.

38. Statistique Canada, Statistiques des restaurants, traiteurs et tavernes, mensuel, Tableau 355-0001 (CANSIM), disponible à l'adresse : http://cansim2.statcan.ca/cgi-win/cnsmcgi.pgm (document consulté le 28 mai 2008).

39. L.H. Clemens, D.L. Slawson et R.C. Klesges, « The effect of eating out on quality of diet in premenopausal women », *Journal of the American Dietetic Association*, 99, 1999, p. 442-444.

40. A.K. Kant et B.I. Graubard, « Eating out in America, 1987-2000: trends and nutritional correlates », *Preventive Medicine*, 38, 2004, p. 243-249.

41. J.K. Binkley, J. Eales et M. Jekanowski, « The relation between dietary change and rising US obesity », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24, 2000, p. 1032-1039.

42. G. Simmons, R. Jackson, B. Swinburn et R.L. Yee, « The increasing prevalence of obesity in New Zealand: is it related to recent trends in smoking and physical activity? », *The New Zealand Medical Journal,* 109, 1996, p. 90-92.

43. J. Wardle, M. Farrell, M. Hillsdon *et al.*, « Smoking, drinking, physical activity and screening uptake and health inequalities », dans D. Gordon, M. Shaw, D. Dorling et G. Davey Smith, dir. *Inequalities in Health*, Bristol, Angleterre, Policy Press, 1999, p. 213-229.

44. H.Z. He et D.W. Baker, « Differences in leisure-time, household, and work-related physical activity by race, ethnicity, and education », *Journal of General Internal Medicine*, 20, 2005, p. 259-266.

45. D.F. Williamson, J. Madans, R.F. Anda *et al.*, « Smoking cessation and severity of weight gain in a national cohort », *New England Journal of Medicine*, 324, 1991, p. 739-745.

46. B. Rodu, B. Stegmayr, S. Nasic *et al.*, « The influence of smoking and smokeless tobacco use on weight amongst men », *Journal of Internal Medicine*, 255, 2004, p. 102-107.

47. S.A. Eisen, M.J. Lyons, J. Goldberg et W.R. True, « The impact of cigarette and alcohol consumption on weight and obesity. An analysis of 1911 monozygotic male twin pairs », *Archives of Internal Medicine*, 153, 1993, p. 2457-2463.

48. P. O'Hara, J.E. Connett, W.W. Lee *et al.*, « Early and late weight gain following smoking cessation in the Lung Health Study », *American Journal of Epidemiology*, 148, 1998, p. 821-830.

49. H.C. Bartholomew et M.W. Knuiman, « Longitudinal analysis of the effect of smoking cessation on cardiovascular risk factors in a community sample: the Busselton Study », *Journal of Cardiovascular Risk*, 5, 1998, p. 263-271.

50. U. John, M. Hanke, H.J. Rumpf et J.R. Thyrian, « Smoking status, cigarettes per day, and their relationship to overweight and obesity among former and current smokers in a national adult general population sample », *International Journal of Obesity (London)*, 29, 2005, p. 1289-1294.

51. K.M. Flegal, W.R. Harlan et J.R. Landis, « Secular trends in body mass index and skinfold thickness with socioeconomic factors in young adult men », *American Journal of Clinical Nutrition*, 48, 1988, p. 544-551.

52. S.M. Garn, S.M. Bailey, P.E. Cole et I.T. Higgins, « Level of education, level of income, and level of fatness in adults », *American Journal of Clinical Nutrition*, 30, 1977, p. 721-725.

53. R.V. Luepker, W.D. Rosamond, R. Murphy *et al.*, « Socioeconomic status and coronary heart disease risk factor trends. The Minnesota Heart Survey », *Circulation*, 88, 1993, p. 2172-2179.

54. G.W. Comstock et V.T. Livesay, « Subcutaneous fat determinations from a community-wide chest X-ray survey in Muscogee County, Georgia », *Annals of the New York Academy of Sciences*, 110, 1963, p. 475-491.

55. M. Shields et M. Tjepkema, « Tendances de l'obésité chez l'adulte », *Rapports sur la santé,* 17(3), 2006, p. 57-64 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

56. J. Wardle et J. Griffith, « Socioeconomic status and weight control practices in British adults », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 55, 2001, p. 185-190.

Consommation de boissons par les enfants et les adolescents

par Didier Garriguet

Résumé
Selon les résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, menée en 2004, les enfants et les adolescents tirent environ le cinquième de leurs calories quotidiennes des boissons. Au fur et à mesure qu'ils avancent en âge, les garçons et les filles boivent moins de lait et de jus de fruits et davantage de boissons gazeuses et de boissons aux fruits. De 14 à 18 ans, la consommation quotidienne moyenne de boissons gazeuses des garçons est similaire à leur consommation de lait, et elle dépasse leur consommation de jus de fruits et de boissons aux fruits. La consommation de boissons par les enfants et les adolescents varie peu selon la province, sauf à Terre-Neuve-et-Labrador, où elle a tendance à être plus élevée en comparaison, et en Colombie-Britannique, où elle a tendance à être faible.

Mots-clés
Boissons gazeuses, apport en énergie, lait, consommation d'eau.

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

Une proportion importante des calories consommées quotidiennement par les Canadiens proviennent non pas de ce qu'ils mangent, mais plutôt de ce qu'ils boivent. Cela est particulièrement vrai dans le cas des enfants. Selon les résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition, menée en 2004 (voir *Les données*), les boissons représentent presque 20 % des calories consommées par les enfants et les adolescents de 4 à 18 ans (tableau 1). De 1 à 3 ans, les boissons représentent un pourcentage encore plus élevé, soit 30 %.

Les liquides, et plus particulièrement l'eau, sont essentiels pour avoir une bonne nutrition. Même si une part de l'eau consommée provient des aliments, la majeure partie est consommée sous forme de boissons. Par ailleurs, les boissons fournissent des vitamines et des minéraux. Toutefois, elles peuvent aussi être une source importante de sucre, et peuvent contribuer à un excès de calories. Les boissons sucrées comportent un lien avec le gain de poids et un indice de masse corporelle plus élevé chez les enfants et les adolescents[1]. Les boissons sucrées, et même les jus

Tableau 1
Pourcentage des calories quotidiennes tirées des boissons, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 1 à 18 ans, Canada, territoires non compris, 2004

Groupe d'âge	Garçons	Filles
	pourcent	
1 à 3 ans	28,2	27,3
4 à 8 ans	20,8*†	18,1†
9 à 13 ans	18,1†	18,0
14 à 18 ans	20,0†	19,0

* valeur significativement différente de l'estimation pour les filles du même âge ($p < 0,05$)
† valeur significativement différente de l'estimation pour le même sexe dans le groupe d'âge précédent ($p < 0,05$)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau 2
Pourcentages qui ont consommé certaines boissons le jour précédent, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 1 à 18 ans, Canada, territoires non compris, 2004

Groupe d'âge	Eau		Lait		Jus de fruits		Boissons gazeuses ordinaires		Boissons aux fruits	
	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles
	pourcent									
1 à 3 ans	71	71	87	88	62	58	8	6	29	28
4 à 8 ans	72*	79†	80*†	71†	54†	49†	19†	17†	45†	41†
9 à 13 ans	74	78	68†	64†	43†	43†	33†	29†	45	47†
14 à 18 ans	77	74	60*†	53†	39	40	53*†	35†	35†	34†

* valeur significativement différente de l'estimation pour les filles du même âge (p < 0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour le même sexe dans le groupe d'âge précédent (p < 0,05)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

de fruits, sont liés à un risque accru de carie dentaire[2].

Le présent article comprend un aperçu de la consommation de boissons par les enfants et les adolescents canadiens de 1 à 18 ans. Il porte sur la quantité et le type de boissons consommés, les différences selon l'âge et le sexe, et la contribution des boissons à l'apport en calories et en nutriments.

Eau

Plus de 85 % de toutes les boissons consommées par les enfants et les adolescents se répartissent entre cinq catégories : eau, lait, jus de fruits, boissons aux fruits et boissons gazeuses ordinaires.

Au cours d'une journée typique, au moins 70 % des enfants et des adolescents boivent de l'eau (tableau 2). La quantité consommée augmente de façon constante avec l'âge (tableau 3). De 1 à 3 ans, les enfants boivent moins d'eau que de lait, mais de 4 à 8 ans, les quantités sont égales, et de 14 à 18 ans, les adolescents boivent plus d'eau que toute autre boisson : une moyenne de 780 grammes par jour pour les garçons et de 694 grammes pour les filles. (Dans l'ESCC, toutes les quantités de boissons sont indiquées en grammes. En terme de volume, un gramme d'eau est équivalent à 1 millilitre d'eau. La plupart des boissons sont légèrement plus lourdes que l'eau, soit de 1 à 2 % de plus.)

Lait

La consommation de lait est généralement associée à l'enfance. En fait, le lait représente presque la moitié de toutes les boissons consommées par les enfants de 1 à 3 ans, soit en moyenne plus de 450 grammes par jour (tableau 3), ou environ une portion et trois quarts du groupe des « produits laitiers » du Guide alimentaire canadien pour manger sainement[3]. La consommation diminue avec l'âge, et à partir de 4 ans, les garçons boivent plus de lait que les filles. La consommation quotidienne des garçons se stabilise à environ une portion et tiers de lait par jour, mais pour les filles, une deuxième baisse se produit à l'adolescence, la consommation quotidienne moyenne passant à moins d'une portion chez les 14 à 18 ans.

La baisse de la consommation de lait aux âges plus avancés est attribuable à la diminution du nombre de consommateurs, plutôt qu'à la quantité de lait consommée (tableau 2). Alors que 87 % des garçons et 88 % des filles de 1 à 3 ans avaient bu du lait le jour avant l'entrevue de l'ESCC, chez les 14 à 18 ans, les proportions étaient de 60 % pour les garçons et de 53 % pour les filles.

Tableau 3
Consommation quotidienne moyenne (en grammes) de certaines boissons, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 1 à 18 ans, Canada, territoires non compris, 2004

Groupe d'âge	Total des boissons		Eau		Lait		Jus de fruits		Boissons gazeuses ordinaires		Boissons aux fruits	
	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles
	grammes											
1 à 3 ans	1 069*	994	248	238	459	450	200*	168	18E	13E	96	81
4 à 8 ans	1 184*†	1 022	337†	337†	338*†	272†	194*	157	68*†	47†	161*†	134†
9 à 13 ans	1 505*†	1 299†	509†	483†	332*	267	171	147	152*†	109†	211†	192†
14 à 18 ans	2 121*†	1 666†	780*†	694†	323*	222†	192	165	376*†	179†	198	175

* valeur significativement différente de l'estimation pour les filles du même âge (p < 0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour le même sexe dans le groupe d'âge précédent (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 – Nutrition, 2004.

Tableau 4
Consommation quotidienne moyenne (en grammes) de ceux qui ont consommé certaines boissons le jour précédent, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 1 à 18 ans, Canada, territoires non compris, 2004

	Eau		Lait		Jus de fruits		Boissons gazeuses ordinaires		Boissons aux fruits	
Groupe d'âge	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles
					grammes					
1 à 3 ans	349	337	528	509	325	290	237[E]	205[E]	327	292
4 à 8 ans	466†	428†	423*†	381†	360*	318	358*†	270	361	330
9 à 13 ans	692†	623†	485*†	414	402*†	343	457*†	380†	468*†	412†
14 à 18 ans	1 015†	938†	537*†	421	489*†	417†	715*†	514†	574†	510†

* valeur significativement différente de l'estimation pour les filles du même âge (p < 0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour le même sexe dans le groupe d'âge précédent (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 – Nutrition, 2004.

Jus de fruits

La consommation quotidienne moyenne de jus de fruits est relativement stable chez les enfants et les adolescents, variant entre 171 et 200 grammes pour les garçons et entre 147 et 168 grammes pour les filles (tableau 3). De 1 à 8 ans, les garçons boivent davantage de jus de fruits que les filles. Ces quantités équivalent à une portion et demie du groupe « légumes et fruits » du Guide alimentaire pour les garçons, et à une portion et quart pour les filles.

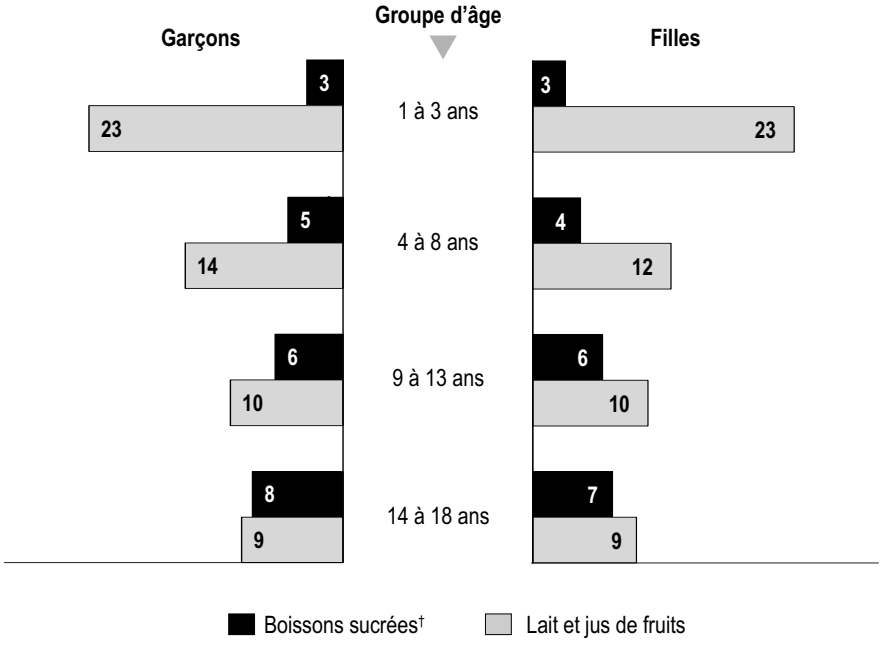
La stabilité globale de l'apport quotidien moyen masque le fait qu'à des âges plus avancés, des proportions plus faibles d'enfants et d'adolescents boivent des jus de fruits (tableau 2). Environ 60 % des 1 à 3 ans avaient bu des jus de fruits le jour avant l'entrevue de l'ESCC; chez les 14 à 18 ans, la proportion était d'environ 40 %. La stabilité de la consommation moyenne des enfants et des adolescents est due à une plus grande consommation chez ceux qui continuent de boire des jus de fruits à des âges plus avancés, particulièrement les 14 à 18 ans (tableau 4).

Boissons sucrées

À des âges plus avancés, la consommation de boissons des enfants augmente et se diversifie. L'eau, le lait et les jus de fruits représentent environ 85 % des boissons consommées par les enfants de 1 à 3 ans, mais chez les 14 à 18 ans, la proportion est légèrement supérieure à 60 %. Les boissons sucrées — boissons gazeuses et boissons aux fruits comportant moins de 100 % de jus — représentent la majeure partie de la différence.

La consommation des boissons sucrées augmente avec l'âge : un plus grand nombre d'enfants choisissent ces boissons, et ceux qui en consomment, en consomment plus. Cela est particulièrement vrai dans le cas des boissons gazeuses ordinaires. Moins de 10 % des enfants de 1 à 3 ans avaient consommé une boisson gazeuse ordinaire le jour précédant l'entrevue de l'ESCC, mais chez les 14 à 18 ans, les pourcentages étaient de 53 % pour les garçons et de 35 % pour les filles (tableau 2). La consommation quotidienne moyenne de boissons

Figure 1
Pourcentage de calories quotidiennes tirées des boissons sucrées, ainsi que du lait et des jus de fruits, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 1 à 18 ans, Canada, territoires non compris, 2004



† boissons gazeuses ordinaires et boissons aux fruits
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Les données

Les données sont tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition, menée en 2004, qui a été conçue pour recueillir des données concernant l'apport alimentaire et l'apport en nutriments de la population à domicile. L'ESCC exclut les membres des Forces canadiennes régulières, les habitants des trois territoires, des réserves indiennes et de certaines régions éloignées, les personnes vivant en établissement, ainsi que tous les habitants (militaires et civils) des bases des Forces canadiennes. Une description plus détaillée du plan d'enquête, de l'échantillon et des méthodes d'interview de l'ESCC figure dans un rapport déjà publié[4].

Le présent article est fondé sur les données de la composante du « rappel alimentaire de 24 heures » de l'ESCC de 2004. On a demandé aux participants de dresser la liste de tous les aliments et boissons consommés au cours des 24 heures précédant le jour de l'entrevue (de minuit à minuit). Les intervieweurs ont utilisé la « méthode à passes multiples automatisée »[5,6], de même qu'une méthode en cinq étapes pour aider les participants à se rappeler ce qu'ils avaient mangé et bu :

- une liste rapide (les participants énuméraient, sans se soucier de l'ordre de présentation, toutes les boissons et tous les aliments consommés);
- des questions concernant des catégories d'aliments déterminées et certains aliments fréquemment oubliés;
- des questions sur l'heure des occasions de consommation et le type de repas (p. ex., dîner, souper);
- des questions visant à recueillir des renseignements plus détaillés sur les aliments et les boissons, de même que sur les quantités consommées;
- une révision finale.

Un sous-ensemble de la population a répondu à deux rappels de 24 heures à quelques jours d'intervalle, afin de pouvoir mesurer la variation de jour en jour dans la consommation d'aliments et de boissons. Les données relatives aux enfants de moins de 6 ans ont été recueillies auprès de leurs parents, et les entrevues pour les enfants âgés de 6 à 11 ans ont été menées avec l'aide des parents. Lorsque les parents étaient incapables de fournir des détails (p. ex., sur les aliments et/ou les boissons consommés à la garderie ou à l'école), on leur a demandé d'obtenir le plus de renseignements possibles des personnes responsables de leurs enfants. La teneur en énergie et en nutriments des aliments et des boissons a été établie à partir du Fichier canadien sur les éléments nutritifs (supplément 2001b) de Santé Canada[7].

Au total, 35 107 personnes ont rempli le premier rappel alimentaire de 24 heures, et un sous-échantillon de 10 786 personnes ont rempli le deuxième rappel, de trois à dix jours plus tard. Les taux de réponse ont été de 76,5 % et de 72,8 % respectivement. Au total, 128 rappels ont été exclus pour diverses raisons : apport invalide ou « nul », enfants allaités et enfants de moins de 1 an. Le premier rappel alimentaire de 24 heures de 14 493 enfants et adolescents de 1 à 18 ans a servi à la présente étude. La méthode du *bootstrap,* qui tient compte du plan d'enquête complexe, a été utilisée pour estimer les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance[8,9]. Le niveau de signification a été établi à $p < 0,05$.

Les catégories de boissons sont fondées sur des groupes créés par le Bureau des sciences de la nutrition de Santé Canada. Les recettes et les aliments de base comportent des catégories différentes. Les catégories ont été révisées pour éliminer le dénombrement en double. Les boissons utilisées dans des recettes n'appartenant pas à la catégorie des boissons (lait dans une recette de gâteau, par exemple) sont exclues des catégories de boissons.

La catégorie *eau* se rapporte à l'eau municipale, embouteillée, de puits et distillée consommée telle quelle. Elle exclut l'eau utilisée pour préparer une autre boisson (p. ex., l'eau dans le café est incluse dans la catégorie du café).

La catégorie *lait* comprend tous les types de lait, peu importe leur teneur en gras, ainsi que le lait évaporé et le lait ajouté dans le thé ou le café. Elle comprend en outre le lait de chèvre et les préparations pour nourrissons. Le lait condensé et le lait ajouté aux céréales prêtes à manger ou aux céréales chaudes cuites (en moyenne 45 grammes de lait quotidiennement) sont exclus.

La catégorie *jus de fruits* comprend les jus de fruits purs à 100 %, ainsi que les jus inclus dans les boissons alcoolisées et les recettes à base de jus (concentré et eau). Les *jus de fruits et de légumes* représentent une catégorie différente, distincte des *jus de fruits*, et aussi des *jus de légumes*.

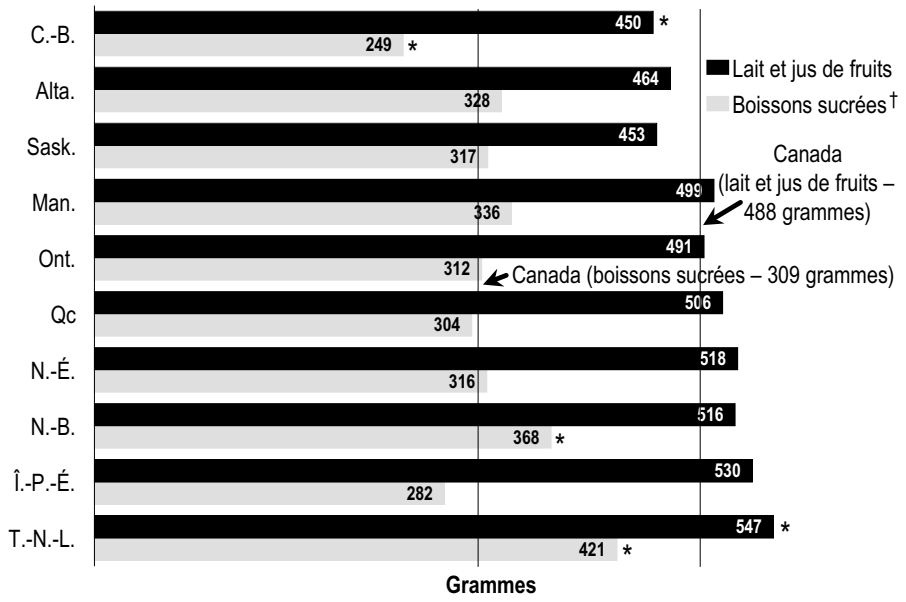
La catégorie des *boissons aux fruits* comprend les boissons qui contiennent moins de 100 % de jus de fruits. Ensemble, les *boissons aux fruits* et les *boissons gazeuses ordinaires* représentent la catégorie des *boissons sucrées*.

Le *total des boissons* comprend toutes les catégories qui précèdent, ainsi que le *thé* et le *café* (sauf les ingrédients ajoutés, comme la crème), les *boissons à base de lait* (mélange de lait et d'une poudre, lait de poule et laits frappés), les *autres types de lait* (boissons au soya et au riz, babeurre), les *boissons-diète*, la *bière* (alcoolisée et non alcoolisée), les *spiritueux*, les *liqueurs*, le *vin* et les *boissons rafraîchissantes au vin*.

Les méthodes utilisées pour recueillir les données concernant la consommation d'aliments et de boissons sont généralement liées à une certaine sous-déclaration. Le rappel alimentaire de 24 heures ne fait pas exception à cette règle, même lorsque l'on utilise la méthode à passes multiples automatisée, qui maximise le rappel par les participants. Dans un autre rapport[10], on a estimé la sous-déclaration des calories à près de 10 % pour les participants de l'ESCC âgés de 12 ans et plus. La sous-déclaration des boissons comporte une corrélation importante avec celle de l'apport en énergie.

Il est possible que des traces de la catégorie des boissons se retrouvent dans une autre catégorie, dans les cas où il est impossible de séparer

Figure 2
Consommation quotidienne moyenne (en grammes), selon le type de boissons et la province, population à domicile âgée de 1 à 18 ans, Canada, territoires non compris, 2004



* valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada (p < 0,05)
† boissons gazeuses ordinaires et boissons aux fruits
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

gazeuses ordinaires par les garçons passe de 68 grammes de 4 à 8 ans à 376 grammes de 14 à 18 ans; chez les filles, la quantité passe de 47 à 179 grammes (tableau 3). Par ailleurs, chez les consommateurs de boissons gazeuses, la consommation quotidienne moyenne est légèrement supérieure à 200 grammes, de 1 à 3 ans, mais de 14 à 18 ans, elle se situe à 715 grammes pour les garçons et à 514 grammes pour les filles (tableau 4).

La consommation de boissons aux fruits atteint un sommet de 9 à 13 ans, la consommation moyenne des garçons se situant à 211 grammes par jour, et celle des filles, à 192 grammes (tableau 3). Toutefois, chez ceux qui consomment des boissons aux fruits, l'apport quotidien est le plus élevé de 14 à 18 ans, se situant en moyenne à plus de 500 grammes (tableau 4).

Outre l'eau, le lait, les jus de fruits et les boissons sucrées, les enfants et les adolescents canadiens boivent d'autres boissons, comme des jus de légumes, du thé et du café. Toutefois, les quantités consommées ont tendance à être relativement faibles (tableau A en annexe).

Calories, sucre et nutriments

Les boissons sont une source importante d'énergie pour les enfants et les adolescents, pouvant fournir à ceux-ci jusqu'à 30 % de leurs calories quotidiennes. Le sucre des jus de fruits (fructose) et du lait (lactose) fournit des calories. Par ailleurs, le lait contient des lipides sous forme de gras saturés. Les calories tirées des boissons aux fruits et des boissons gazeuses proviennent principalement des sucres ajoutés.

Pendant la petite enfance, le lait et les jus de fruits représentent beaucoup plus de calories au quotidien que les boissons sucrées. L'écart se rétrécit au fur et à mesure que les enfants avancent en âge, et les quantités sont à peu près équivalentes de 14 à 18 ans (figure 1). Même si ce changement ne se reflète pas dans les calories totales tirées des boissons, il a des répercussions sur la contribution des boissons à l'apport en vitamines et en minéraux.

Les jus de fruits à eux seuls répondent dans une large mesure aux besoins en vitamine C des enfants. Selon leur âge, les enfants tirent de 50 à 72 mg de vitamine C par jour des jus de fruits, ce qui est bien supérieur aux besoins estimés de 13 à 63 mg[11]. Toutefois, on estime à 7 % le pourcentage d'adolescents canadiens qui ont une carence en vitamine C[12].

Le lait représente une part considérable de l'apport quotidien en vitamines et en minéraux des enfants et des adolescents : vitamine D (45 % à 69 %), calcium (29 % à 51 %), vitamine B_{12} (21 % à 48 %), vitamine A (21 % à 35 %), riboflavine (19 % à 40 %), phosphore (17 % à 37 %), potassium (13 % à 30 %), magnésium (11 % à 27 %), et zinc (9 % à 25 %) (données non présentées). La baisse constante de la consommation de lait par les filles dans les groupes d'âge plus avancés pose un problème, une proportion importante des adolescentes ayant un apport insuffisant en vitamine A, en magnésium et en zinc, et de faibles apports en potassium et en calcium[3,13].

Différences interprovinciales

La consommation de boissons par les enfants et les adolescents varie peu d'une province à l'autre. Toutefois, comparativement à la moyenne canadienne, la consommation de boissons est très élevée à Terre-Neuve-et-Labrador (figure 2), particulièrement celle de jus de fruits chez les enfants de moins de 9 ans et de boissons gazeuses ordinaires chez les 9 à 18 ans (données non présentées). Par ailleurs, la consommation de boissons en Colombie-Britannique est de beaucoup inférieure à la moyenne canadienne. ■

Références

1. V.S. Malik, M.B. Schulze et F.B. Hu, « Intake of sugar-sweetened beverages and weight gain: a systematic review », *American Journal of Clinical Nutrition*, 84, 2006, p. 274-288.
2. T.A. Marshall, S.M. Levy, B. Broffitt *et al.*, « Dental caries and beverage consumption in young children », *Pediatrics*, 112, 2003, p. e184-e191.
3. Santé Canada, *Le guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus*, 1997 (Santé Canada, n°H39-2521 / 1992F au catalogue), Ottawa, Ministère des travaux publics et des Services gouvernementaux Canada.
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. A.J. Moshfegh, N. Raper, L. Ingwersen *et al.*, « An improved approach to 24-hour dietary recall methodology », *Annals of Nutrition and Metabolism*, 45(supplément), 2001, p. 156 (résumé).
6. A.J. Moshfegh, L. Borrud, B. Perloff *et al.*, « Improved method for the 24-hour dietary recall for use in national surveys », *The FASEB Journal: Official Publication of The Federation of American Societies for Experimental Biology*, 13, 1999, p. A603 (résumé).
7. Santé Canada, *Fichier canadien sur les éléments nutritifs, version 2005*, disponible à l'addresse : http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/nutrition/fiche-nutri-data/index_f.html (document consulté le 29 septembre 2006.).
8. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête,* 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, nº 12-001 au catalogue).
9. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research,* 5(3), 1996, p. 281-310.
10. D. Garriguet, « Sous-déclaration de l'apport énergétique dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes », *Rapports sur la santé*, 19(4), 2008, p. x–xx (à paraître) (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
11. Institute of Medicine, *Dietary Reference Intakes for Vitamin C, Vitamin E, Selenium and Carotenoids*, Washington DC, The National Academies Press, 2000.
12. Santé Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 2.2, Nutrition (2004), Apports nutritionnels provenant des aliments : tableaux sommaires provinciaux, régionaux et nationaux, Volume 1*, Ottawa, Santé Canada, 2007, disponible à l'addresse : www.hc-sc.gc.ca/fn-an/pubs/cchs-nutri-escc/index-fra.php.
13. Santé Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 2.2, Nutrition (2004), Apports nutritionnels provenant des aliments : tableaux sommaires provinciaux, régionaux et nationaux, Volume 2*, Ottawa, Santé Canada, 2008 (à paraître), disponible à l'addresse : www.hc-sc.gc.ca/fn-an/pubs/cchs-nutri-escc/index-fra.php.

Tableau A en annexe
Consommation quotidienne moyenne (en grammes) de certaines boissons, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 1 à 18 ans, Canada, territoires non compris, 2004

	1 à 3 ans		4 à 8 ans		9 à 13 ans		14 à 18 ans	
Boissons	**Garçons**	**Filles**	**Garçons**	**Filles**	**Garçons**	**Filles**	**Garçons**	**Filles**
				grammes				
Consommation totale de boissons	**1 069**	**994**	**1 184**	**1 022**	**1 505**	**1 299**	**2 121**	**1 666**
Eau	248	238	337	337	509	483	780	694
Lait	459	450	338	272	332	267	323	222
Boissons à base de lait	18	13[E]	39	40	42	34	44	36
Autres types de lait	18[E]	10[E]	F	F	6[E]	F	F	3[E]
Jus de fruits	200	168	194	157	171	147	192	165
Boissons aux fruits	96	81	161	134	211	192	198	175
Boissons gazeuses ordinaires	18[E]	13[E]	68	47	152	109	376	179
Boissons-diète	F	F	4[E]	6[E]	24[E]	17	16	37
Jus de légumes	F	F	F	F	8[E]	F	F	8[E]
Thé	7[E]	F	31[E]	15	44	39	80	80
Café	F	F	F	F	4[E]	3[E]	37	48

[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
F trop peu fiable pour être publié
Nota : Les jus de fruits et de légumes et les boissons alcoolisées (bière, spiritueux, vin, boissons rafraîchissantes au vin) sont inclus dans la consommation totale de boissons.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Consommation de boissons chez les Canadiens adultes

par Didier Garriguet

Résumé

Selon les résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition de 2004, la consommation totale de boissons chez les adultes diminue régulièrement avec l'âge. Cette tendance reflète une baisse des pourcentages d'adultes consommant la plupart des boissons, ainsi que des quantités consommées. Alors que l'eau était la boisson consommée le plus fréquemment et en quantité la plus grande par les adultes, pour nombre d'entre eux, le café occupait le second rang. En grande partie parce qu'ils buvaient du café, plus de 20 % des hommes et 15 % des femmes âgés de 31 à 70 ans dépassaient l'apport maximal recommandé de 400 milligrammes de caféine par jour. Environ 20 % des hommes de 19 à 70 ans consommaient plus de deux verres d'alcool par jour. En raison de la diminution de la consommation de boissons gazeuses et d'alcool, la contribution des boissons à l'apport calorique total des adultes baisse aux âges plus avancés. Quel que soit l'âge, les hommes sont généralement plus susceptibles que les femmes de déclarer boire la plupart des boissons, et ceux qui le font boivent plus. Il existe toutefois quelques exceptions, le pourcentage de femmes déclarant qu'elles boivent de l'eau et du thé étant plus élevé que celui des hommes.

Mots-clés

Consommation d'alcool, caféine, boissons carbonatées, café, apport énergétique, lait, consommation d'eau.

Auteur

Didier Garriguet (1-613-951-7187; didier.garriguet@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

L'apport de liquides, notamment d'eau, est essentiel à une bonne santé[1]. L'eau joue un rôle dans presque toutes les fonctions de l'organisme et est un constituant important de chaque cellule, tissu et organe. Elle régule la température, transporte l'oxygène et les nutriments par la voie du sang, facilite l'élimination des déchets et fournit un milieu pour les réactions biologiques. L'eau est importante pour la digestion et l'absorption des aliments. Elle lubrifie les articulations et humidifie les tissus des yeux, du nez et de la bouche.

Un apport insuffisant d'eau cause une déshydratation qui peut entraîner plusieurs problèmes de santé. Au-delà de 65 ans, la soif a tendance à diminuer[2] et les personnes de ce groupe d'âge sont peu susceptibles de boire sans y penser consciemment. En fait, la déshydratation est l'une des causes les plus fréquentes d'hospitalisation des personnes âgées.

Bien qu'une certaine quantité d'eau soit apportée par les aliments solides, la plupart provient des boissons, sous forme d'eau pure ou comme constituant d'autres boissons, comme le café, le thé et les boissons gazeuses.

Les boissons représentent aussi un élément important de la nutrition. Elles contribuent à une alimentation saine parce qu'elles aident à respecter les recommandations du Guide alimentaire[3] en ce qui concerne la consommation de produits laitiers et de légumes et fruits. Mais les boissons, surtout celles riches en sucre ajouté comme les boissons gazeuses, peuvent porter la consommation de calories à un niveau supérieur à celui recommandé. En outre, les boissons sont la cause d'un apport excessif de caféine et d'alcool.

Le présent article donne un aperçu de la consommation de boissons chez les Canadiens de 19 ans et plus. Fondée

sur des données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition menée en 2004, l'analyse porte sur les catégories et sur la quantité de boissons consommées, en soulignant les différences selon l'âge et le sexe. Les données de l'ESCC de 2004 rendent possible l'étude de la consommation de boissons par les Canadiens, un sujet à propos duquel on en sait assez peu.

Dans l'ESCC et, par conséquent, dans le présent article, toutes les données sur les nutriments sont exprimées en grammes. Un gramme d'eau équivaut à peu près à un millilitre d'eau.

Diminution de la consommation avec l'âge

La consommation totale de boissons des adultes diminue régulièrement quand l'âge augmente. En 2004, chez les personnes de 19 à 30 ans, la consommation quotidienne de boissons était, en moyenne, de 2 610 grammes pour les hommes et de 2 056 grammes pour les femmes (tableau 1). Par contre, chez celles de 71 ans et plus, les chiffres étaient considérablement plus faibles, soit 1 584 grammes et 1 532 grammes, respectivement.

Eau

L'eau (à l'exclusion de celle contenue dans d'autres boissons et aliments) est la boisson consommée en quantité la plus grande par le nombre le plus élevé de Canadiens adultes. Le jour précédant l'entrevue de l'enquête, 77 % des hommes et 84 % des femmes de 19 à 30 ans avaient bu de l'eau et consommé, en moyenne, 1 360 et 1 194 grammes, respectivement (tableau 2). Chez les femmes, la proportion déclarant avoir bu de l'eau ne variait pas aux âges plus avancés, tandis que chez les hommes, elle n'était plus que de 65 % pour le groupe des 71 ans et plus. Toutefois, tant chez les hommes que chez les femmes, la quantité moyenne d'eau consommée était plus faible chez les personnes âgées, soit 774 grammes pour les premiers et 799 grammes pour les secondes. Par conséquent, la consommation quotidienne d'eau par l'ensemble de la population de 71 ans et plus (consommateurs et non-consommateurs confondus) était égale, en moyenne, à 500 grammes pour les hommes et à 654 grammes pour les femmes (tableau 1).

Café, caféine et thé

Après l'eau, la boisson consommée par la plus forte proportion d'adultes le jour précédant l'entrevue de l'enquête avait tendance à être le café (tableau 2). En fait, les hommes de plus de 50 ans étaient plus susceptibles de déclarer avoir bu du café que de l'eau. Faisaient exception à la tendance de boire du café les personnes de 19 à 30 ans, qui étaient plus susceptibles d'avoir bu du lait le jour précédent. En outre, les hommes de ce groupe d'âge qui ont déclaré consommer des boissons gazeuses étaient proportionnellement plus nombreux que ceux qui buvaient du café.

Parmi les buveurs de café, la consommation passait par un sommet chez ceux de 31 à 50 ans, et se chiffrait, en moyenne, à 639 grammes pour les hommes et 586 grammes pour les femmes. Chez les personnes de 71 ans et plus, les quantités moyennes étaient considérablement plus faibles, soit 489 grammes et 398 grammes.

Tableau 1
Consommation quotidienne moyenne (en grammes) de certaines boissons, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 19 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	19 à 30 ans		31 à 50 ans		51 à 70 ans		71 ans et plus	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
	Grammes							
Consommation totale de boissons	**2 610*†**	**2 056†**	**2 345*†**	**2 206†**	**2 051*†**	**1 891†**	**1 584†**	**1 532†**
Eau	1 045	1 000	861*†	1 065	705*†	840†	500*†	654†
Café	227*	183	451*†	375†	474*	364	365*†	270†
Thé	105*	136	131*†	178†	174*†	227†	246†	262†
Boissons gazeuses ordinaires	304*	142	193*†	97†	115*†	62†	37†	29†
Boissons-diète	32	44	61†	69†	53	55	39E*	13E†
Bière	300*	54	232*†	49	174*†	36E	69E*†	9E†
Vin	19E	18E	28	36†	52*†	34	27†	20†
Spiritueux et liqueurs	8E	8E	7E	6E	8*	2E†	7E*	2E
Lait	201	178	158†	154	133†	120†	166	136
Boissons à base de lait	42E	30	17E†	16†	11E	18E	6E†	8E†
Autres types de lait	F	8	6E	8E	4E*	8E	F	5 E
Jus de fruits	176*	136	108*†	86†	98	80	76†	84
Jus de légumes	10	10	15	12	20	13	12	8
Boissons aux fruits	135	107	77*†	55†	31†	34†	31	32

* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes du même âge (p < 0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour le même sexe dans le groupe d'âge précédent (p < 0,05)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
F supprimé à cause de la très grande variabilité d'échantillonnage (coefficient de variation supérieur à 33,3 %)
Nota : Les jus de fruits et de légumes et les boissons rafraîchissantes alcoolisées (*cooler* en englais) sont inclus dans la consommation totale de boissons.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau 2
Pourcentage ayant consommé certaines boissons le jour précédent et consommation quotidienne moyenne (en grammes), selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 19 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	19 à 30 ans		31 à 50 ans		51 à 70 ans		71 ans et plus	
Boisson	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Pourcentage qui ont consommé la boisson (%)								
Eau	77*	84	77*	84	72*†	82	65*†	82
Café	40	39	71*†	64†	79*†	74†	75*	68†
Thé	20*	30	27*†	35†	33*†	47†	49*†	56†
Boissons gazeuses ordinaires	47*	27	32*†	21†	22*†	15†	12†	10†
Boissons-diète	6*	8	9*†	13†	11	12	8*	4E†
Bière	26*	8	26*	8	21*†	6†	12*†	2E†
Vin	5E	6	8*†	13†	17†	15	13	11†
Spiritueux et liqueurs	5	5	6	4	8*	3	9*	3
Lait	49	54	57†	61†	56	58	64†	69†
Boissons à base de lait	7	8	4†	5†	3	4	2E	3E
Autres types de lait	1E*	3E	2E*	3E	2E*	3	2E	2 E
Jus de fruits	34	34	28†	29	32	33	35	38†
Jus de légumes	2E	4E	4E	5E	6	5	5	4
Boissons aux fruits	22	22	15†	14†	8†	10†	13†	12
Consommation quotidienne moyenne (grammes)								
Eau	1 360*	1 194	1 121*†	1 270	974†	1 027†	774†	799†
Café	574 *	473	639†	586†	599 *	490†	489*†	398†
Thé	525 *	452	486	501	527	486	507	468
Boissons gazeuses ordinaires	649 *	534	598*	465	519*†	406	321†	305†
Boissons-diète	577	533	697 *	532	479†	445†	487 E	319†
Bière	1 159 *	704	908*†	590	829 *	607	567†	452
Vin	402	291 E	340 *	265	304 *	223†	198†	178†
Spiritueux et liqueurs	158	173 E	112	146 E	100 *	68†	78	60
Lait	408*	328	276*†	253†	239*†	206†	260	198
Boissons à base de lait	572 E	366	381	315	333	401	233	264†
Autres types de lait	297 E	281	394 E *	223	226†	235	229 E	217
Jus de fruits	523 *	401	382*†	293†	310*†	245†	221†	221†
Jus de légumes	417 *	253	342	260	318 E	252	236	216
Boissons aux fruits	610 *	496	497*†	391†	369†	326	236†	257†

E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes du même âge ($p < 0,05$)
† valeur significativement différente de l'estimation pour le même sexe dans le groupe d'âge précédent ($p < 0,05$)
Nota : Les jus de fruits et de légumes et les boissons rafraîchissantes alcoolisées (*cooler* en englais) sont inclus dans la consommation totale de boissons.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Le café était la source de presque toute la caféine consommée par les adultes, soit 80,6 %. (Le thé et les boissons gazeuses représentaient 12,3 % et 5,9 %, respectivement.) La caféine a plusieurs effets biologiques qui tiennent à ses propriétés diurétiques et stimulantes. Chez certaines personnes qui y sont sensibles, ces effets peuvent inclure de l'agitation, de l'anxiété, de l'irritabilité, des tremblements musculaires, de l'insomnie, des maux de tête et un rythme cardiaque anormal. Santé Canada conseille aux adultes en bonne santé de limiter leur apport quotidien de caféine à 400 milligrammes[4,5], soit l'équivalent de trois tasses de café de huit onces.

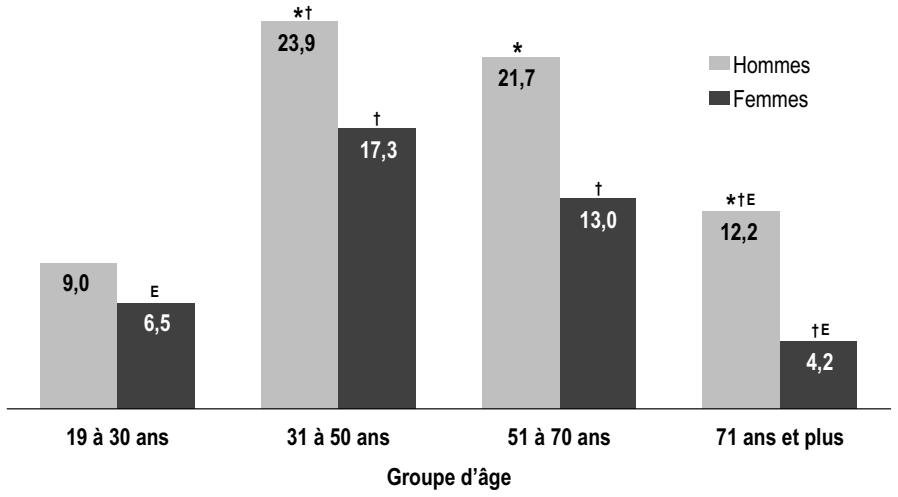
Plus de 20 % des hommes et environ 15 % des femmes de 31 à 70 ans consommaient plus que les 400 milligrammes par jour recommandés (figure 1). Naturellement, les profils de l'apport de caféine selon l'âge et le sexe étaient semblables à ceux observés pour la consommation de café.

Contrairement à la tendance dégagée pour la plupart des boissons, la proportion de Canadiens qui déclarent boire du thé augmente régulièrement avec l'âge. Chez les hommes, la proportion passait de 20 % chez les 19 à 30 ans à 49 % chez les 71 ans et plus; chez les femmes, elle passait de 30 % à 56 %. En outre, contrairement à de nombreuses autres boissons, la quantité de thé consommée demeure relativement stable, quel que soit l'âge. Par exemple, chez les hommes qui buvaient du thé, ceux de 19 à 30 ans en consommaient, en moyenne, 525 grammes, tandis que ceux de 71 ans et plus en consommaient, en moyenne, 507 grammes.

Boissons gazeuses

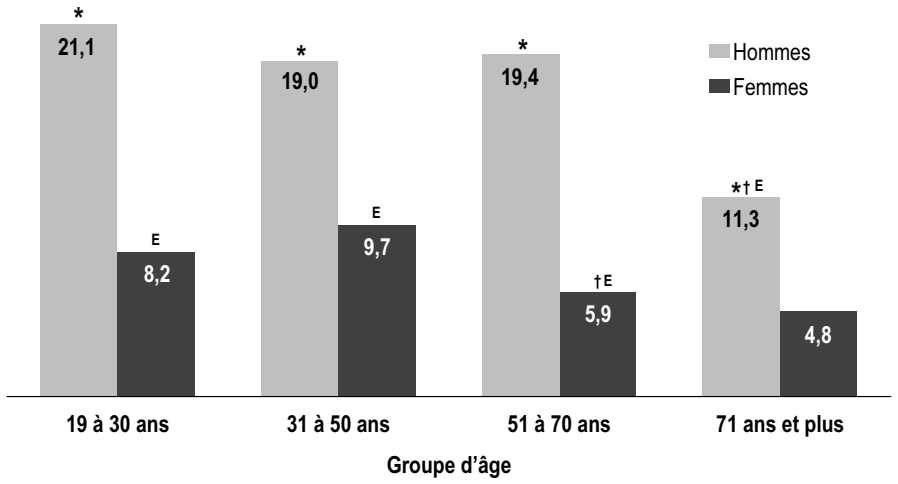
La consommation de boissons gazeuses ordinaires par les adultes baisse

Figure 1
Pourcentage dont l'apport quotidien habituel de caféine est supérieur à 400 milligrammes, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 19 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes du même âge (p < 0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour le même sexe dans le groupe d'âge précédent (p < 0,05)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Sont exclues les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient. Deux valeurs aberrantes ont été éliminées dans le groupe de femmes de 31 à 50 ans (apport supérieur à 5 000 mg). Estimé par la méthode du NCI[6]. La probabilité de consommer et la quantité consommée ont été corrigées pour tenir compte de la situation de fin de semaine/jour de semaine et d'usage du tabac.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Figure 2
Pourcentage dont l'apport quotidien habituel d'alcool est supérieur à 27,2 grammes (deux verres standard), selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 19 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes du même âge (p < 0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour le même sexe dans le groupe d'âge précédent (p < 0,05)
E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Sont exclues les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient. Estimé par la méthode du NCI[6]. La probabilité de consommer et la quantité consommée ont été corrigées pour tenir compte de la situation de fin de semaine/jour de semaine et de la fréquence de la consommation d'alcool au cours des 12 derniers mois.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

fortement aux âges avancés. Alors que près de la moitié des hommes (47 %) et plus du quart des femmes (27 %) de 19 à 30 ans ont dit avoir consommé des boissons gazeuses ordinaires le jour qui a précédé l'enquête, chez les personnes de 71 ans et plus, la proportion était de l'ordre de 10 % pour les deux sexes. En outre, la quantité consommée baissait successivement à mesure que l'on passait à un groupe d'âge plus avancé. Par exemple, parmi les hommes buvant des boissons gazeuses, ceux de 19 à 30 ans consommaient, en moyenne, 649 grammes, soit environ le double de l'apport de ceux de 71 ans et plus (321 grammes).

Assez peu d'adultes ont dit consommer des boissons-diète. La proportion la plus élevée était de l'ordre de 10 % chez les 31 à 70 ans. Cependant, les personnes qui consomment des boissons-diète ont tendance à en boire tout autant que celles qui consomment des boissons gazeuses ordinaires. Par exemple, les femmes de 19 à 30 ans qui ont déclaré boire des boissons-diète en consommaient, en moyenne, 534 grammes, tandis que celles qui ont déclaré boire des boissons gazeuses ordinaires en consommaient, en moyenne, 533 grammes.

Boissons alcoolisées

Comme la consommation d'alcool varie considérablement selon l'occasion, il est difficile de déterminer un niveau « usuel ». En outre, la consommation d'alcool est sujette à une sous-déclaration[7]. Le Centre de toxicomanie et de santé mentale a établi des lignes directrices concernant la consommation à faible risque d'alcool : un maximum de 14 verres par semaine pour les hommes et de 9 verres par semaine pour les femmes, et pas plus de deux verres par occasion[8]. Bien que les données de l'ESCC ne permettent pas de calculer les proportions de personnes qui dépassent ces quantités hebdomadaires recommandées, l'apport quotidien d'alcool peut être calculé. Parmi les personnes de 19 à 70 ans, environ 20 % des hommes et 8 % des

Les données

Le présent article est fondé sur des données qui proviennent de la composante du rappel alimentaire de 24 heures de l'ESCC de 2004. On a demandé aux participants à l'enquête d'énumérer tous les aliments et toutes les boissons qu'ils avaient consommés au cours des 24 heures qui ont précédé le jour de l'entrevue (de minuit à minuit). Les intervieweurs ont utilisé l'Automated Multi-pass Method[9,10] qui comporte les cinq étapes qui suivent pour aider les participants à se souvenir de ce qu'ils avaient bu et mangé :

- une liste rapide (les participants énumèrent tous les aliments et boissons qu'ils ont consommés, dans l'ordre qu'ils souhaitent);
- des questions sur des catégories particulières d'aliments et sur des aliments fréquemment oubliés;
- des questions au sujet de l'heure de la consommation et du type de repas (par exemple, déjeuner, dîner);
- des questions en vue de recueillir des renseignements plus détaillés sur les aliments et les boissons et sur les quantités consommées;
- une révision finale.

Un sous-échantillon de la population a répondu à un deuxième rappel alimentaire de 24 heures quelques jours plus tard, afin d'évaluer les variations d'un jour à l'autre de la consommation d'aliments et de boissons. Les teneurs en énergie et en nutriments des aliments et des boissons ont été calculées en se basant sur le Fichier canadien sur les éléments nutritifs (Supplément 2001b) de Santé Canada[11].

Au total, 35 107 personnes ont rempli le premier rappel alimentaire de 24 heures et un sous-échantillon de 10 786 d'entre elles ont rempli le deuxième rappel. Les taux de réponse ont été de 76,5 % et 72,8 %, respectivement. En tout, 38 rappels pour lesquels l'apport était invalide ou « nul » ont été exclus.

Le premier rappel alimentaire de 24 heures rempli par 20 159 adultes de 19 ans et plus a été utilisé pour estimer la consommation moyenne de boissons. Les apports habituels de caféine et d'alcool ont été déterminés en se basant sur les deux rappels, après l'exclusion de 244 femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient, par la méthode du National Cancer Institute (NCI) des États-Unis[6] dans un modèle en deux parties : premièrement, on a estimé la probabilité de consommation au moyen d'un modèle de régression logistique et, deuxièmement, on a estimé la quantité consommée au moyen d'un modèle mixte non linéaire. Les deux parties du modèle ont été estimées simultanément afin de tenir compte de la corrélation entre la probabilité de consommer et la quantité consommée. En outre, les deux parties du modèle pour la caféine ont été corrigées en fonction de la situation de fin de semaine/jour de semaine et de la *situation d'usage du tabac* (fumeur quotidien, fumeur occasionnel, non-fumeur). Les boissons alcoolisées étaient énumérées sur le rappel alimentaire de 24 heures de l'ESCC et, en outre, une question de la composante générale de l'enquête portait sur la fréquence de la consommation d'alcool. Les deux parties du modèle pour l'alcool ont été corrigées en fonction de la situation de fin de semaine/jour de semaine et de la *fréquence de la consommation d'alcool au cours des 12 derniers mois* (jamais, moins d'une fois par mois, une fois par mois, deux à trois fois par mois, une fois par semaine, deux à trois fois par semaine, quatre à six fois par semaine, tous les jours).

La méthode du *bootstrap*, qui tient compte du plan de sondage complexe de l'enquête, a été utilisée pour estimer les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance[12,13]. Le seuil de signification a été établi à $p < 0,05$.

Les catégories de boissons sont fondées sur des groupes créés par le Bureau des sciences de la nutrition de Santé Canada. Les recettes et les aliments de base possèdent des catégories distinctes. Les catégories ont été révisées afin d'éliminer les dénombrements en double. Les boissons utilisées dans les recettes d'aliments appartenant à une catégorie autre que les boissons (par exemple, le lait dans une recette de gâteau) ont été exclues des catégories de boissons.

La catégorie *Eau* comprend l'eau municipale, l'eau embouteillée, l'eau de puits et l'eau distillée, consommée telle quelle. Elle exclut l'eau utilisée pour préparer une autre boisson (par exemple, l'eau que contient le café est incluse dans la catégorie du café).

La catégorie *Lait* comprend tous les types de lait, quelle que soit la teneur en matières grasses, ainsi que le lait évaporé et le lait ajouté au thé ou au café. Elle comprend aussi le lait de chèvre et les préparations pour nourrissons. Le lait condensé et le lait ajouté aux céréales prêtes à consommer ou aux céréales chaudes cuites (en moyenne, 45 grammes par jour) sont exclus.

La catégorie *Jus de fruits* comprend les jus de fruits purs à 100 %, ainsi que les jus inclus dans les boissons alcoolisées et les recettes à base de jus (concentré et eau), tandis que la catégorie *Boissons aux fruits* comprend les boissons qui contiennent moins de 100 % de jus de fruits.

La catégorie du *Thé* et du *Café* ne comprend pas les éléments ajoutés tels que la crème et le sucre.

Les boissons alcoolisées sont réparties en trois catégories : la *bière* alcoolisée, le *vin* et les *spiritueux* et *liqueurs*. Dans la dernière catégorie, seul l'ingrédient alcool d'une boisson est inclus.

Les méthodes utilisées pour recueillir l'information au sujet de la consommation d'aliments et de boissons donnent généralement lieu à une certaine sous-déclaration. Le rappel alimentaire de 24 heures ne fait pas exception, même si l'on utilise l'Automated Multiple-pass Method qui maximise la remémoration chez les participants. Dans un autre rapport[14], on a estimé à près de 10 % la sous-déclaration des calories consommées par les participants à l'ESCC de 12 ans et plus. La sous-déclaration des boissons est fortement corrélée à celle des calories.

Il est possible que des traces d'une catégorie de boisson se retrouvent dans une autre catégorie, dans les cas où il est impossible de séparer

femmes ont déclaré consommer habituellement plus de deux verres par jour (figure 2).

Chez les hommes, la bière est la boisson alcoolisée consommée par le plus grand nombre et en quantités les plus grandes.

Les personnes les plus susceptibles de consommer de la bière sont les hommes de 19 à 50 ans, 26 % d'entre eux ayant déclaré avoir bu de la bière le jour précédant l'entrevue de l'enquête; dans le groupe des 71 ans et plus, la proportion était de 12 %. La quantité de bière déclarée par les consommateurs masculins diminuait d'une moyenne de 1 159 grammes (plus de trois bouteilles) pour les 19 à 30 ans à 567 grammes (un peu plus d'une bouteille) chez les 71 ans et plus.

Les proportions de femmes qui boivent de la bière sont beaucoup plus faibles. Par exemple, 8 % des femmes de 19 à 30 ans avaient bu de la bière le jour précédant l'entrevue, la quantité moyenne consommée étant de 704 grammes. Chez celles de 71 ans et plus, 2 % ont déclaré avoir bu de la bière.

Chez les membres des deux sexes, la proportion consommant du vin variait d'environ 5 % chez les 19 à 30 ans à environ 16 % dans le groupe des 51 à 70 ans. Cependant, parmi les buveurs de vin, la quantité moyenne consommée était la plus élevée chez les personnes de 19 à 30 ans (402 grammes pour les hommes et 291 grammes pour les femmes). Chez celles de 71 ans et plus, elle était de 198 grammes pour les hommes et de 178 grammes pour les femmes.

Moins de 10 % d'adultes ont déclaré avoir bu des liqueurs ou des spiritueux le jour précédant l'entrevue. La quantité moyenne qu'ils avaient consommée était de l'ordre de 160 grammes chez les 19 à 30 ans, mais elle diminuait de moitié pour s'établir à environ 75 grammes chez les 71 ans et plus.

Lait et jus de fruits

Les boissons aident à respecter les recommandations du Guide alimentaire canadien[3] en ce qui concerne la consommation de produits laitiers (par exemple, le lait) et de légumes et fruits (par exemple, les jus de fruits).

La proportion d'adultes qui déclarent boire du lait a tendance à augmenter avec l'âge, allant d'environ la moitié chez les 19 à 30 ans à environ les deux tiers chez les 71 ans et plus. Néanmoins, la quantité moyenne de lait consommée diminue quand l'âge augmente. Chez les personnes de 19 à 30 ans, la quantité moyenne était de 408 grammes pour les hommes et de 328 grammes pour les femmes; chez celles de 71 ans et plus, les moyennes étaient de 260 grammes et de 198 grammes, respectivement. Par conséquent, l'apport quotidien global de lait chez les personnes de 71 ans et plus (consommateurs et non-consommateurs confondus) était, en moyenne, de 166 grammes pour les hommes et de 136 grammes pour les femmes (tableau 1).

Si l'on considère l'ensemble de la population adulte, la contribution du lait au régime quotidien équivaut approximativement à une demi-portion de produits laitiers. Cependant, la consommation totale de produits laitiers des adultes est relativement faible, ne dépassant pas deux portions par jour chez plus des deux tiers d'entre eux[15].

La proportion d'adultes qui déclarent boire des jus de fruits, de l'ordre d'un tiers, varie peu selon l'âge et le sexe. Par contre, comme dans le cas du lait, la quantité consommée diminue considérablement aux âges plus avancés. Ainsi, elle passait d'une moyenne de 523 grammes pour les hommes et de 401 grammes pour les femmes de 19 à 30 ans à 221 grammes pour les deux sexes chez les personnes de 71 ans et plus.

Parmi l'ensemble de la population adulte (consommateurs et non-consommateurs confondus), la consommation de jus de fruits représentait un peu plus d'une portion de légumes et fruits chez les 19 à 30 ans et les deux tiers d'une portion chez les personnes de 71 ans et plus.

Environ la moitié des Canadiens adultes ne consommaient pas les cinq portions quotidiennes de légumes et fruits[15] recommandées par le Guide alimentaire de 1992, qui était en vigueur au moment de l'ESCC de 2004 (les niveaux recommandés ont été augmentés en 2007[3]). Même en ajoutant les jus de légumes, les boissons représentent généralement moins d'une portion dans ce groupe d'aliments.

Apport énergétique des boissons

Selon l'âge, les boissons peuvent représenter une part importante des calories consommées quotidiennement. La plupart de ces calories proviennent des boissons gazeuses ordinaires, de l'alcool, du lait, des jus de fruits et des boissons aux fruits.

Chez le groupe des 19 à 30 ans, les boissons représentaient plus de 20 % de l'apport énergétique quotidien des hommes et environ 18 % de celui des femmes (tableau 3). Les proportions diminuent quand l'âge augmente, en grande partie à cause d'une diminution de la consommation de boissons sucrées (boissons gazeuses ordinaires et boissons aux fruits) et d'alcool.

Tableau 3
Pourcentage quotidien de calories provenant des boissons, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 19 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Groupe d'âge	Hommes	Femmes
	%	
19 à 30 ans	20,4*	17,9
31 à 50 ans	16,0*†	14,3†
51 à 70 ans	14,7*†	12,2†
71 ans et plus	12,0†	11,3

* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes du même âge (p < 0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour le même sexe dans le groupe d'âge précédent (p < 0,05)
Nota : Sont exclues les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Comparaison avec les États-Unis

Selon une étude semblable de la consommation de boissons fondée sur les données de la National Health and Nutrition Examination Survey de 1999-2002[16], les jeunes adultes américains boivent un peu moins de jus de fruits, de produits laitiers et de café que leurs homologues canadiens (groupe des 20 à 39 ans). Cependant, parmi ce groupe d'âge, les Américains consomment plus de deux fois la quantité de boissons gazeuses consommée par les Canadiens.

En fait, la tendance à consommer des boissons gazeuses en quantités plus élevées aux États-Unis s'applique à tous les groupes d'âge. La consommation de thé représente la seule autre différence importante entre le Canada et les États-Unis, les Canadiens d'âge mûr (40 à 59 ans) en buvant moins et les Canadiens âgés (60 ans et plus) en buvant plus. L'étude américaine ne portait pas sur la consommation d'eau ni de boissons alcoolisées.

Conclusion

En 2004, les boissons consommées par les adultes canadiens variaient selon l'âge et le sexe. Cependant, à une exception près, les trois boissons consommées le plus fréquemment étaient l'eau, le café et le lait (quoique pas nécessairement dans cet ordre). Faisaient exception les hommes de 19 à 30 ans, chez lesquels les boissons gazeuses ordinaires venaient au troisième rang en ce qui concerne la proportion déclarant en consommer.

La quantité de chaque catégorie de boisson consommée dépend aussi de l'âge et du sexe, les hommes buvant habituellement plus que les femmes, et les quantités diminuent généralement quand l'âge augmente.

Certaines boissons ont tendance à être consommées en plus grandes quantités que d'autres. Les hommes et les femmes de tous âges qui buvaient de l'eau ont déclaré en boire plus que les consommateurs de toute autre boisson. Le café, le thé et les boissons-diète étaient également consommés en relativement grandes quantités.

L'apport de caféine reflète ces profils de consommation des boissons. Parmi le groupe des 31 à 70 ans, la consommation de caféine d'environ un adulte sur cinq excédait les lignes directrices de Santé Canada. ■

Références

1. S.M. Kleiner, « Water: An essential but overlooked nutrient », *Journal of the American Dietetic Association,* 99(2), 1999, p. 200-206.
2. J. Mentes, « Oral hydration in older adults: greater awareness is needed in preventing, recognizing, and treating dehydration », *American Journal of Nursing,* 106(6), 2006, p. 40-49.
3. Santé Canada, *Bien manger avec le Guide alimentaire canadien* (nº H164-38/1-2007F au catalogue), Ottawa, Santé Canada, 2007.
4. Santé Canada, *Caféine* (nº H13-7/2-2006F-PDF au catalogue) [www.hc-sc.gc.ca/hl-vs/iyh-vsv/food-aliment/caffeine-fra.html].
5. P. Nawrot, S. Jordan, J. Eastwood, J. Rotstein, A. Hugenholtz et M. Feeley, « Effects of caffeine on human health », *Food Additives and Contaminants,* 20(1), 2003, p. 1-30.
6. J. A. Tooze, D. Midthune, K.W. Dodd *et al.,* « A new statistical method for estimating the usual intake of episodically consumed foods with application to their distribution », *Journal of the American Dietetic Association,* 106(10), 2006, p. 1575-1587.
7. T. Stockwell, S. Donath, M. Cooper-Stanbury *et al.,* « Under-reporting of alcohol consumption in household surveys: a comparison of quantity-frequency, graduated-frequency and recent recall », *Addiction,* 99(8), 2004, p. 1024-1033.
8. Centre de toxicomanie et de santé mentale, *Directives de consommation à faible risque : Réduire les risques, c'est protéger sa vie,* 2007 [www.camh.net/fr/About_Addiction_Mental_Health/Drug_and_Addiction_Information/low_risk_drinking_guidelines_fr.html].
9. A.J. Moshfegh, N. Raper, L. Ingwersen *et al.*, « An improved approach to 24-hour dietary recall methodology », *Annals of Nutrition and Metabolism*, 45(suppl. 1), 2001, p. 156 (résumé).
10. A.J. Moshfegh, L. Borrud, B. Perloff *et al.*, « Improved method for the 24-hour dietary recall for use in national surveys » (résumé), *The FASEB Journal: Official Publication of the Federation of American Societies for Experimental Biology*, 13(A603), 1999.
11. Santé Canada, *Fichier canadien sur les éléments nutritifs, 2005* [http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/nutrition/fiche-nutri-data/index_f.html] (document consulté le 29 septembre 2006).
12. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête,* 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, nº 12-001 au catalogue).
13. 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.
14. D. Garriguet, « Sous-déclaration de l'apport énergétique dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes », *Rapports sur la santé*, 19(4), 2008, p. 23-29 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
15. D. Garriguet, « Les habitudes alimentaires des Canadiens », *Rapports sur la santé,* 18(2), 2007, p. 17-33 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
16. M.L. Storey, R.A. Forshee et P.A. Anderson, « Beverage consumption in the US population », *Journal of the American Dietetic Association,* 106, 2006, p. 1992-2000.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À

www.statcan.ca

Taux de plomb, de mercure et de cadmium chez les Canadiens

par Suzy L. Wong et Ellen J.D. Lye

Résumé

L'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS), l'enquête la plus complète sur les mesures directes de la santé jamais menée à l'échelle nationale au Canada, fournit des mesures des métaux lourds – plomb, mercure et cadmium – qui, en concentrations excessives, sont toxiques pour l'être humain. Les moyennes géométriques des concentrations sanguines de plomb, de mercure total et de cadmium s'élèvent à 1,37µg/ dL, 0,76µg/L et 0,35µg/L, respectivement. Les concentrations de plomb dans le sang ont considérablement baissé depuis 1978, soit la dernière fois que ces taux ont été mesurés à l'échelle nationale. Cette baisse est largement attribuable à l'élimination progressive de l'essence au plomb, de la peinture au plomb et de la brasure au plomb dans les boîtes d'aliments en conserve depuis les années 1970. Aujourd'hui, moins de 1 % des Canadiens ont des concentrations sanguines de plomb supérieures à la valeur recommandée établie par Santé Canada, soit 10µg/dL. Dans le même ordre d'idées, moins de 1 % des Canadiens adultes ont des concentrations sanguines de mercure total supérieures à la valeur recommandée de Santé Canada, soit de 20µg/L pour les adultes. Les données de l'ECMS serviront à évaluer, au sein de la population, les concentrations d'une vaste gamme de substances chimiques présentes dans l'environnement, les maladies chroniques, l'état nutritionnel et les maladies infectieuses, à définir une base de référence en fonction de laquelle seront analysées les nouvelles tendances et à permettre les comparaisons avec d'autres pays.

Mots-clés

Biosurveillance, charge corporelle, Enquête canadienne sur les mesures de la santé, exposition aux substances chimiques présentes dans l'environnement, pollution de l'environnement, métaux lourds, santé publique.

Auteures

Suzy L. Wong (613-951-4774; Suzy.Wong@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6. Ellen J.D. Lye (613-952-3496; Ellen.Lye@ hc-sc.gc.ca) travaille au Bureau de gestion du risque, Direction de la gestion des produits chimiques à Santé Canada, Ottawa

Les métaux lourds – plomb, mercure et cadmium – sont largement dispersés dans l'environnement et sont, en concentrations excessives, toxiques pour l'être humain[1]. L'exposition chronique à ces substances peut aussi présenter des risques. Ces métaux se retrouvent naturellement dans l'environnement. Cependant, l'exposition à ceux-ci peut être aggravée par l'activité humaine qui propage ces métaux dans l'air, dans le sol, dans l'eau et dans les aliments, et par les produits qui contiennent des métaux lourds.

Le présent article fait état des données provisoires, tirées de la nouvelle Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS), sur les taux de plomb, de mercure total et de cadmium dans le sang chez les Canadiens. Ces résultats provisoires sont fondés sur les 8 sites de collecte de l'ECMS. Les résultats fondés sur les données couvrant l'ensemble des 15 sites seront disponibles en 2010.

Statistique Canada, en partenariat avec Santé Canada et l'Agence de santé publique du Canada, a lancé l'ECMS pour recueillir, de mars 2007 à mars 2009, des données auprès de quelque 5 000 Canadiens âgés de 6 à 79 ans dans 15 sites au Canada. L'ECMS comporte une interview à domicile portant sur l'état de santé général et une visite ultérieure à une clinique mobile où des mesures physiques directes sont prises et des échantillons de sang et d'urine sont prélevés.

Ces échantillons de sang et d'urine servent au dépistage de maladies infectieuses, à l'évaluation de l'état nutritionnel et des facteurs de risque des maladies cardiovasculaires et à la biosurveillance, soit la mesure des concentrations de substances chimiques présentes dans l'environnement. Cette dernière composante de l'ECMS contribuera à répondre aux besoins de données représentatives à l'échelle nationale sur les concentrations, au

Les données

Les estimations sont fondées sur les données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS). Dans le cadre d'une interview à domicile, des données démographiques et socioéconomiques ainsi que des renseignements sur le mode de vie, les antécédents médicaux, l'état de santé actuel, l'environnement et les caractéristiques du logement sont recueillis. À la clinique mobile, on prend des mesures physiques, comme la pression artérielle, la taille et le poids, et on évalue la forme physique des répondants. Des échantillons de sang et d'urine sont prélevés pour dépister les maladies infectieuses, évaluer l'état nutritionnel et les facteurs de risque des maladies cardiovasculaires et déterminer les concentrations sanguines de substances chimiques présentes dans l'environnement, y compris les métaux lourds.

L'ECMS vise la population de 6 à 79 ans vivant dans des logements privés au moment de l'interview. Les habitants des réserves indiennes ou des terres publiques, les résidents des institutions, les habitants de certaines régions éloignées et les membres à temps plein des Forces canadiennes ne sont pas visés par l'enquête qui représentera environ 97 % de la population canadienne. La collecte est réalisée de mars 2007 à mars 2009 dans 15 sites partout au Canada. L'enquête a obtenu une approbation déontologique du Comité d'éthique de la recherche. Les répondants de plus de 14 ans ont donné leur consentement éclairé par écrit. Dans le cas des enfants plus jeunes, le parent ou le tuteur légal de l'enfant a donné son consentement écrit, et les enfants ont donné leur assentiment écrit. La participation à l'enquête est volontaire, et les participants peuvent se retirer de toute partie de l'enquête en tout temps. Des renseignements supplémentaires sur l'ECMS sont disponibles en format imprimé et en ligne[2-7].

Les données présentées dans cet article portent sur 2 678 participants interrogés dans les 8 premiers sites de collecte. Les échantillons de sang ont été prélevés à la clinique mobile, par un phlébotomiste agréé, dans des tubes Vacutainer EDTA Becton Dickinson BD367863 de 6 ml. Les échantillons ont été conservés dans le congélateur de la clinique mobile à -20 °C et acheminés, une fois par semaine, dans des contenants réfrigérants au laboratoire de référence, le Centre de toxicologie du Québec (CTQ) de l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ). Les échantillons de sang ont été dilués dans une solution basique contenant de l'éthoxylate et de l'ammoniac d'octylphénol et soumis à des analyses de détection de plomb, de mercure total et de cadmium au moyen d'un spectromètre de masse à plasma inductif (ICP-MS/DRC). L'INSPQ a dépouillé, chiffré et transmis électroniquement les résultats au bureau central de Statistique Canada. Le laboratoire a reçu la certification ISO 17025 et emploie de nombreux programmes de contrôle externe de la qualité, notamment le programme allemand d'assurance externe de la qualité et le *Lead and Multi-element Proficiency Testing* (LAMP). Périodiquement, des répétitions aveugles et des contrôles commerciaux sont effectués pour surveiller la précision du dosage.

Pour chaque métal lourd, on a calculé la proportion supérieure à la limite de détection (LDD), la proportion égale ou supérieure à la valeur recommandée (lorsqu'une telle valeur existe), la moyenne géométrique, certains percentiles et les intervalles de confiance de 95 % de la moyenne géométrique et des percentiles. La LDD est la limite à partir de laquelle la concentration sanguine est tellement faible qu'elle ne peut être déterminée de façon fiable ou exacte par la méthode d'essai en laboratoire. La LDD s'établit à 0,02µg/dL pour le plomb, à 0,10µg/L pour le mercure et à 0,04µg/L pour le cadmium. Aux fins du calcul de la moyenne géométrique et des percentiles, une valeur équivalant à la moitié de la LDD a été attribuée aux concentrations sanguines inférieures à la LDD[8-10].

La moyenne géométrique correspond à l'antilogarithme de la moyenne des logarithmes de chacune des observations. La moyenne géométrique est moins sensible que la moyenne arithmétique aux valeurs élevées et donne, par conséquent, une meilleure estimation de la tendance centrale des données dans le cas d'une distribution à longue queue à l'extrémité supérieure de la courbe, ce qui correspond à une distribution fréquente dans la mesure des concentrations sanguines de substances chimiques présentes dans l'environnement.

L'utilisation de données provisoires limite les analyses qu'il est possible de présenter dans l'article. Puisque des données n'étaient disponibles que pour 8 des 15 sites de collecte, il n'a pas été possible de calculer des estimations statistiquement fiables de la distribution en percentiles pour le mercure et de certains percentiles pour le plomb et le cadmium, ou encore d'effectuer des analyses selon le groupe d'âge, le sexe ou l'usage du tabac, parce que l'échantillon était trop petit ou la variabilité trop forte. Ces analyses et d'autres seront possibles une fois l'enquête terminée. Par exemple, les recherches antérieures indiquent que l'exposition aux métaux lourds n'est probablement pas uniforme au sein de la population; l'exposition au plomb varie selon la situation socioéconomique[11,12] et l'exposition au cadmium[13-15] varie selon l'usage du tabac. Les études ultérieures fondées sur les données de l'ECMS pourront analyser des questions de cette nature.

Les analyses statistiques sont fondées sur les données pondérées. Pour tenir compte des effets de la conception de l'enquête, on a estimé les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance de 95 % à l'aide de la méthode du *bootstrap*[16-18].

sein de la population actuelle, d'une vaste gamme de substances chimiques présentes dans l'environnement, à définir une base de référence pour l'analyse des nouvelles tendances et à faciliter les comparaisons avec d'autres pays.

Plomb

Parmi les sources de l'exposition au plomb figurent la peinture au plomb, les installations de plomberie au plomb, la culture des aliments dans des sols contaminés par le plomb, les jouets, les carburants ou d'autres produits contenant du plomb ou de la peinture au plomb. L'exposition à des concentrations élevées de plomb peut causer des dommages importants au cerveau et aux reins. L'exposition chronique peut entraîner une diminution des fonctions neurologiques. Chez les

femmes enceintes, l'exposition à des taux élevés de plomb peut provoquer des fausses couches, et l'exposition chronique peut compromettre le développement du fœtus.[19]

Selon les résultats provisoires de l'ECMS, la moyenne géométrique des concentrations sanguines de plomb s'élève à 1,37 µg/dL chez les Canadiens (tableau 1). Plus de 99 % des Canadiens de 6 à 79 ans ont des taux de plomb mesurables, c'est-à-dire des taux supérieurs au seuil de détection des essais en laboratoire qui s'établit à 0,02 µg/dL. Cependant, le fait d'avoir une quantité mesurable de plomb dans le sang n'entraîne pas nécessairement des effets néfastes sur la santé. De fait, Santé Canada établit actuellement à 10 µg/dL la valeur recommandée de la concentration sanguine de plomb pour l'ensemble de la population[20]. La valeur recommandée correspond au niveau à partir duquel il convient d'envisager des mesures visant à réduire l'exposition à la substance.

Moins de 1 % de la population a des concentrations sanguines de plomb supérieures à la valeur recommandée actuelle de Santé Canada (le coefficient de variation de cette estimation est trop élevé pour que l'on puisse déclarer une valeur précise à ce chapitre.) Il s'agit là d'une baisse appréciable par rapport à 1978-1979, lorsque l'Enquête santé Canada avait montré que 25 % des Canadiens de 6 ans et plus avaient des concentrations sanguines de plomb supérieures à 10 µg/dL[21]. Cette baisse pourrait être largement attribuable à l'élimination progressive de l'essence au plomb, de la peinture au plomb et de la brasure au plomb dans les boîtes d'aliments en conserve depuis les années 1970[22].

Les États-Unis et l'Allemagne sont parmi les rares pays à avoir mené des enquêtes de biosurveillance

Tableau 1
Moyenne géométrique et certains percentiles des concentrations sanguines de plomb (en µg/dL), selon le groupe d'âge, population des ménages âgée de 6 à 79 ans, 2007-2008

	Moyenne géométrique	Intervalle de confiance de 95 %		25e percentile	Intervalle de confiance de 95 %		50e percentile	Intervalle de confiance de 95 %		75e percentile	Intervalle de confiance de 95 %		90e percentile	Intervalle de confiance de 95 %		95e percentile	Intervalle de confiance de 95 %	
		de	à		de	à		de	à		de	à		de	à		de	à
Total	1,37	1,19	1,58	0,88	0,74	1,02	1,32	1,14	1,50	2,06	1,73	2,39	3,13	2,60	3,65	3,87	3,14	4,61
6 à 19 ans	0,88	0,77	0,99	0,62	0,55	0,69	0,85	0,74	0,97	1,14	0,89	1,39	1,61	1,29	1,92	2,05	1,57	2,54
20 à 79 ans	1,50	1,32	1,72	1,00	0,88	1,12	1,44	1,27	1,60	2,23	1,87	2,58	3,35	2,84	3,87	4,11	3,18	5,03

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2008.

Tableau 2
Moyenne géométrique des concentrations sanguines de plomb (en µg/dL), de mercure total (en µg/L) et de cadmium (en µg/L), selon le groupe d'âge, Enquête canadienne sur les mesures de la santé et autres enquêtes

	ECMS		NHANES (2001 à 2002)		GerES (1998 et 2003 à 2006)		INSPQ (2004)	
	Groupe d'âge	Moyenne géométrique	Groupe d'âge	Moyenne géométrique	Groupe d'âge	Moyenne géométrique	Groupe d'âge	Moyenne géométrique
Plomb	6 à 19	0,88	6 à 11	1,25	6 à 8	1,73		
			12 à 19	0,94	9 à 11	1,56		
					12 à 14	1,45		
	20 à 79	1,50	20 ou plus âgé	1,56	18 à 69	3,07	18 à 65	2,15
Mercure total	6 à 19	0,31[E]			6 à 8	0,23		
					9 à 11	0,22		
			16 à 49	0,83	12 à 14	0,26		
	20 à 79	0,91[E]	(femmes)		18 à 69	0,58	18 à 65	0,74
Cadmium	6 à 19	0,15	6 à 11	moins de 0,3	6 à 8	moins de 0,12		
			12 à 19	moins de 0,3	9 à 11	moins de 0,12		
					12 à 14	0,14		
	20 à 79	0,42	20 ou plus âgé	moins de 0,3	18 à 69	0,58	18 à 65	0,69

[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de16,6 % à 33,3 %)
ECMS = Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2008
NHANES = National Health and Nutrition Examination Survey des États-Unis
GerES = German Environmental Survey III et IV
INSPQ = Institut national de santé publique du Québec

représentatives à l'échelle nationale comportant un volet d'évaluation des métaux lourds dans le sang. Aux États-Unis, la *National Health and Nutrition Examination Survey* (NHANES) de 2001-2002 a recueilli des données sur les concentrations sanguines de plomb au sein de la population âgée de 1 an et plus[23]. La *German Environmental Survey* (GerES III) de 1998 et la *German Environmental Survey for Children* (GerES IV) de 2003-2006 ont recueilli des données sur les concentrations sanguines de plomb chez les adultes de 18 à 69 ans et chez les enfants de 6 à 14 ans, respectivement[13,24]. Des données sur les concentrations sanguines de plomb ont aussi été recueillies dans le cadre d'une enquête auprès de la population de 18 à 65 ans non exposée en milieu de travail dans la région de Québec[14]. La comparaison des moyennes géométriques des concentrations sanguines de plomb montre que les Canadiens ont, dans l'ensemble, des concentrations sanguines de plomb semblables ou légèrement inférieures à celles de ces populations (tableau 2).

Mercure total

Le mercure se présente sous trois formes chimiques : élémentaire, inorganique et organique, notamment le méthylmercure. La population est exposée surtout au méthylmercure en consommant des poissons et des fruits de mer[25]. L'exposition de la population au mercure inorganique, bien moins importante, se fait par les amalgames dentaires[25]. Des études antérieures ont montré que le mercure inorganique représente de 14 % à 26 % du mercure que l'on retrouve dans le sang[26-28]. Par conséquent, le méthylmercure représente l'essentiel du mercure total mesuré dans le sang.

L'exposition chronique au méthylmercure peut causer un engourdissement et des picotements aux extrémités, une vision trouble, la surdité, un manque de coordination musculaire et un affaiblissement intellectuel, de même que des effets néfastes sur les systèmes cardiovasculaire, gastrointestinal et reproductif. L'exposition prénatale peut compromettre le développement du système nerveux central du fœtus et provoquer des retards neurologiques et de développement. Les femmes exposées au méthylmercure qui allaitent peuvent aussi exposer leur enfant par le lait[29].

Selon les résultats provisoires de l'ECMS, la moyenne géométrique des concentrations sanguines de mercure chez les Canadiens de 6 à 79 ans s'établit à 0,76 µg/L (tableau 3), et environ 90 % d'entre eux ont des concentrations supérieures à la limite de détection de 0,10 µg/L (le coefficient de variation de cette estimation se situe entre 16,6 % et 33,3 %, de sorte que l'estimation doit être interprétée avec prudence.) Toutefois, moins de 1 % des Canadiens de 20 à 79 ans ont des concentrations de mercure total supérieures à la valeur recommandée actuelle de Santé Canada, soit 20 µg/L pour l'ensemble de la population adulte[30] (le coefficient de variation de cette estimation est trop élevé pour que l'on puisse déclarer une valeur précise à ce chapitre).

La comparaison des moyennes géométriques des concentrations sanguines de mercure indique que, globalement, les Canadiens ont des concentrations semblables ou légèrement supérieures à celles observées dans l'ensemble de la population allemande[13,24], chez les femmes de 16 à 49 ans aux États-Unis[23], et au sein de la population non exposée en milieu de travail dans la région de Québec[14] (tableau 2).

Tableau 3
Moyenne géométrique des concentrations sanguines de mercure total (en µg/L), selon le groupe d'âge, population des ménages âgée de 6 à 79 ans, 2007-2008

Groupe d'âge	Moyenne géométrique	Intervalle de confiance de 95 % de	à
Total	0,76[E]	0,51	1,13
6 à 19 ans	0,31[E]	0,23	0,43
20 à 79 ans	0,91[E]	0,63	1,32

[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
Nota : Le coefficient de variation est trop élevé pour que des percentiles fiables puissent être présentés.
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2008.

Cadmium

Parmi les sources d'exposition au cadmium figurent le régime alimentaire, l'eau potable et le milieu de travail. Dans le cas de la population exposée hors du milieu de travail, le tabagisme est considéré comme une source importante d'exposition[31,32].

L'exposition chronique au cadmium peut causer des dommages aux reins, une diminution de la densité minérale osseuse et l'hypertension[32,33]. Une inhalation aiguë et chronique de cadmium peut provoquer un dysfonctionnement pulmonaire mortel[32]. De plus, le Centre international de recherche sur le cancer classe le cadmium parmi les substances cancérogènes, l'exposition au cadmium étant principalement associée au cancer du poumon[34].

Selon les résultats provisoires de l'ECMS, la moyenne géométrique des concentrations sanguines de cadmium est de 0,35 µg/L chez les Canadiens de 6 à 79 ans, et environ 98 % d'entre eux affichent des concentrations supérieures à la limite de détection qui s'élève à 0,04 µg/L (tableau 4). Aucune valeur recommandée n'a été établie pour le cadmium sanguin dans l'ensemble de la population. Il existe des valeurs recommandées pour l'exposition professionnelle, mais ces valeurs ne s'appliquent pas à l'ensemble de la population. Les travaux antérieurs ont montré que le tabagisme accroît le cadmium sanguin, celui-ci pouvant être au moins de 2,5 à 4 fois plus élevé chez les fumeurs que chez les non-fumeurs[14-16]. Cependant, la taille insuffisante de l'échantillon ne permet pas l'examen de telles relations dans le présent article.

Tableau 4
Moyenne géométrique et certains percentiles des concentrations sanguines de cadmium (en µg/L), selon le groupe d'âge, population des ménages âgée de 6 à 79 ans, 2007-2008

Groupe d'âge	Moyenne géométrique	Intervalle de confiance de 95 % de	à	25e percentile	Intervalle de confiance de 95 % de	à	50e percentile	Intervalle de confiance de 95 % de	à	75e percentile	Intervalle de confiance de 95 % de	à
Total	0,35	0,31	0,39	0,15	0,12	0,18	0,28	0,25	0,31	0,62	0,49	0,75
6 à 19 ans	0,15	0,12	0,18	0,09	0,07	0,10	0,13	0,11	0,15	0,21	0,18	0,24
20 à 79 ans	0,42	0,37	0,48	0,19	0,17	0,21	0,34	0,31	0,37	0,79	0,55	1,02

Nota : Le coefficient de variation des autres percentiles est trop élevé pour que des estimations fiables puissent être présentées.
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2008.

La comparaison de la moyenne géométrique des concentrations sanguines de cadmium révèle que les Canadiens ont des concentrations semblables à celles observées dans l'ensemble de la population des États-Unis[23] et de l'Allemagne[13,24] ainsi qu'au sein de la population non exposée en milieu de travail de la région de Québec[14] (tableau 2).

Résumé

Les résultats provisoires de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé donnent des estimations nationales des concentrations sanguines de plomb au sein de la population, concentrations qui n'avaient pas été mesurées depuis 1978, de même que les premières estimations nationales des concentrations sanguines de mercure total et de cadmium dans la population. Même si la plupart des Canadiens ont des quantités mesurables de ces métaux lourds dans leur sang, cela ne signifie pas pour autant que ces concentrations produiront des effets néfastes sur leur santé. En effet, moins de 1 % des Canadiens de 6 à 79 ans ont des concentrations sanguines de plomb supérieures à la valeur recommandée établie par Santé Canada pour l'ensemble de la population, soit 10 µg/dL et moins de 1 % des Canadiens de 20 à 79 ans ont des concentrations sanguines de mercure total supérieures à la valeur recommandée de Santé Canada, soit de 20 µg/L pour l'ensemble de la population adulte. Les concentrations sanguines de plomb, de mercure total et de cadmium observées chez les Canadiens sont semblables à celles relevées au sein de la population aux États-Unis[23] et en Allemagne[13,24]. ■

Des renseignements plus détaillés sur l'ECMS se trouvent à l'adresse suivante :

- Statistique Canada
www.statcan.ca/ecms.

Des renseignements plus détaillés sur la biosurveillance et, plus précisément, sur le plomb, le mercure et le cadmium, sur l'incidence de ces métaux sur la santé et sur les moyens de réduire l'exposition à ces métaux se trouvent aux adresses suivantes :

- Santé Canada
www.hc-sc.gc.ca
- Substances chimiques au Canada
www.chemicalsubstanceschimiques.gc.ca.

Références

1. L. Jarup, « Hazards of heavy metal contamination », *British Medical Bulletin,* 68, 2003, p. 167-182.
2. M. Tremblay, M. Wolfson et S. Connor Gorber, « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : raison d'être, contexte et aperçu », *Rapports sur la santé,* 18(suppl.), 2007, p. 7-21 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
3. M. Tremblay, R. Langlois, S. Bryan *et al.,* « Prétest de l' Enquête canadienne sur les mesures de la santé : conception, méthodologie, résultats », *Rapports sur la santé,* 18(suppl.), 2007, p. 23-34 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
4. S. Giroux, « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : aperçu de la stratégie d'échantillonnage », *Rapports sur la santé,* 18(suppl.), 2007, p. 35-40 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).

5. B. Day, R. Langlois, M. Tremblay *et al.,* « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : questions éthiques, juridiques et sociales », *Rapports sur la santé,* 18(suppl.), 2007, p. 41-58 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
6. S. Bryan, M. St-Denis et D. Wojtas, « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : aspects opérationnels et logistiques de la clinique », *Rapports sur la santé,* 18(suppl.), 2007, p. 59-78 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
7. Statistique Canada, *Enquête canadienne sur les mesures de la santé* [en ligne, à l'adresse http://www.statcan.ca/francais/survey/household/measures/intro_f.htm] (consulté le 1er mai 2008).
8. J.C. van Oostdam, E. Dewailly, A. Gilman *et al.*, « Circumpolar maternal blood contaminant survey, 1994-1997 organochlorine compounds », *Science of the Total Environment,* 330, 2004, p. 55-70.
9. J. Butler Walker, J. Houseman, L. Seddon *et al.,* « Maternal and umbilical cord blood levels of mercury, lead, cadmium, and essential trace elements in Arctic Canada », *Environmental Research*, 100, 2006, p. 295-318.
10. J. Butler Walker, L. Seddon, E. McMullen *et al.,* « Organochlorine levels in maternal and umbilical cord blood plasma in Arctic Canada », *Science of the Total Environment,* 302, 2003, p. 27-52.
11. P.A. Baghurst, S. Tong, M.G. Sawyer *et al.,* « Sociodemographic and behavioural determinants of blood lead concentrations in children aged 11-13 years. The Port Pirie Cohort Study », *Medical Journal of Australia,* 170, 1999, p. 63-67.
12. D.C. Bellinger, « Lead neurotoxicity and socioeconomic status: Conceptual and analytical issues », *Neurotoxicology*, 29, 2008, p. 828-832.
13. K. Becker, S. Kaus, C. Krause *et al.,* « German Environmental Survey 1998 (GerES III): environmental pollutants in blood of the German population », *International Journal of Hygiene and Environmental Health,* 205, 2002, p. 97-308.
14. Institut national de santé publique du Québec, *Étude sur l'établissement de valeurs de référence d'éléments traces et de métaux dans le sang, le sérum et l'urine de la population de la grande région de Québec,* Québec, Institut national de santé publique du Québec, 2004 [INSPQ-2004-030].
15. A. Batariova, V. Spevackova, B. Benes *et al.,* « Blood and urine levels of Pb, Cd and Hg in the general population of the Czech Republic and proposed reference values », *International Journal of Hygiene and Environmental Health,* 209, 2006, p. 359-366.
16. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête,* 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, nº 12-001 au catalogue).
17. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research,* 5(3), 1996, p. 281-310.
18. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section,* Baltimore, Maryland, août 1999.
19. Agency of Toxic Substances and Disease Registry, *Toxicological Profile for Lead,* US Department of Health and Human Services, 2007 [en ligne, à l'adresse http://www.atsdr.cdc.gov/toxprofiles/tp13.html] (consulté le 1er mai 2008).
20. Santé Canada, *Mise à jour sur les effets sanitaires de faibles concentrations de plomb et proposition de niveaux et de stratégies d'intervention relatifs au taux de plomb sanguin – Rapport final du Groupe de travail, Comité fédéral-provincial-territorial de l'hygiène du milieu et du travail,* Ottawa, Santé Canada, Direction de l'hygiène du milieu, 1994.
21. Statistique Canada et Santé et Bien-être social Canada, *La santé des Canadiens : Rapport de l'Enquête santé Canada,* Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services Canada, 1981 (Statistique Canada, nº 82-538F au catalogue).
22. Santé Canada, *Votre santé et vous : Les effets du plomb sur la santé humaine,* Ottawa, Santé Canada, 2004 (nº 0-662-75295-3 au catalogue).
23. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, *Third National Report on Human Exposure to Environmental Chemicals,* Atlanta, Georgia: National Center for Environmental Health, 2005 (NCEH Pub. No. 05-0570).
24. K. Becker, M. Mussig-Zufika, A. Conrad *et al., German Environmental Survey for Children 2003/06 (GerES IV): Levels of Selected Substances in Blood and Urine of Children in Germany* (Research Report 202 62 219), Berlin, Germany: Federal Environment Ministry, 2008.
25. Santé Canada, *Évaluation des risques pour la santé liés au mercure présent dans le poisson et bienfaits pour la santé associés à la consommation de poisson,* Ottawa, Bureau d'innocuité des produits chimiques, Direction des aliments, Direction générale des produits de santé et des aliments, 2007.
26. A. Kingman, T. Albertini et L.J. Brown, « Mercury concentrations in urine and whole blood associated with amalgam exposure in a US military population », *Journal of Dental Research,* 77, 1998, p. 461-471.
27. C.J.S. Passos, D. Mergler, M. Lemire *et al.*, « Fish consumption and bioindicators of inorganic mercury exposure », *Science of the Total Environment,* 373, 2007, p. 68-76.
28. A. Oskarsson, A. Schultz, S. Skerfving *et al.,* « Total and inorganic mercury in breast milk in relation to fish consumption and amalgam in lactating women », *Archives of Environmental Health,* 51, 1996, p. 234-241.
29. Agency of Toxic Substances and Disease Registry, *Toxicological Profile for Mercury,* US Department of Health and Human Services, 1999 [disponible en ligne, à l'adresse http://www.atsdr.cdc.gov/toxprofiles/tp46.html] (consulté le 1er mai 2008).
30. Santé Canada, *Le mercure – Votre santé et l'environnement, Outil de ressources,* 2004 [disponible en ligne, à l'adresse http://www.hc-sc.gc.ca/ewh-semt/alt_formats/hecs-esc/pdf/pubs/contaminants/mercury/mercur-fra.pdf] (consulté le 29 août 2008).

31. Environnement Canada et Santé Canada, *Loi canadienne sur la protection de l'environnement : Liste des substances d'intérêt prioritaire : Rapport d'évaluation : Le cadmium et ses composantes,* 1994 [disponible en ligne, à l'adresse http://www.hc-sc.gc.ca/ewh-semt/pubs/contaminants/psl1-lsp1/cadmium_comp/index-fra.php] (consulté le 1er mai 2008).

32. Agency of Toxic Substances and Disease Registry, *Toxicological Profile for Cadmium,* 1999 [disponible en ligne, à l'adresse http://www.atsdr.cdc.gov/toxprofiles/tp5.html] (consulté le 1er mai 2008).

33. M. Tellez-Plaza, A. Navas-Acien, C.M. Crainiceanu *et al.,* « Cadmium exposure and hypertension in the 1999-2004 National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) », *Environmental Health Perspectives,* 116, 2008, p. 51-56.

34. International Agency for Research on Cancer = Centre international de recherche sur le cancer, *IARC Monographs on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans, Volume 58: Beryllium, Cadmium, Mercury, and Exposures in the Glass Manufacturing Industry, Summary of Data Reported and Evaluation,* 1993 [disponible en ligne, à l'adresse http://monographs.iarc.fr/ENG/Monographs/vol58/volume58.pdf] (consulté le 1er mai 2008).

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À

www.statcan.ca

Sous-déclaration de l'apport énergétique dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

par Didier Garriguet

Résumé

Contexte
La sous-déclaration en ce qui a trait à la consommation d'aliments est un défi récurrent dans les enquêtes sur la nutrition. Selon des études antérieures, la sous-déclaration aurait tendance à être plus prononcée chez les personnes obèses ou ayant de l'embonpoint que chez les autres.

Données et méthodes
Les données recueillies auprès de 16 190 participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC 2.2) – Nutrition réalisée en 2004 ont été utilisées pour estimer la sous-déclaration de l'apport alimentaire de la population de 12 ans et plus des 10 provinces. Des modèles de régression linéaire multiple ont été utilisés pour évaluer l'effet de diverses caractéristiques sur la sous-déclaration.

Résultats
La sous-déclaration moyenne de l'apport énergétique est estimée à 10 %. Elle est plus importante chez les personnes ayant de l'embonpoint ou obèses que chez celles de poids normal, chez celles physiquement actives que chez celles étant peu actives, chez les adultes que chez les adolescents et chez les femmes que chez les hommes.

Interprétation
La sous-déclaration de l'apport énergétique n'est pas aléatoire et varie en fonction de déterminants clés de la santé. Savoir quelles sont les caractéristiques associées à la sous-déclaration est un aspect important pour les utilisateurs des données sur la nutrition provenant du cycle 2.2 de l'ESCC.

Mots-clés

Apport calorique, régime alimentaire, habitudes alimentaires, dépense énergétique, métabolisme énergétique, enquêtes sur la nutrition, rappel alimentaire de 24 heures.

Auteur

Didier Garriguet (1-613-951-7187; didier.garriguet@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

La collecte des données est une tâche particulièrement délicate dans les enquêtes sur la nutrition. La majorité des études fondées sur des données issues de ce genre d'enquête révèlent un problème de sous-déclaration[1-6]; en d'autres mots, les personnes interrogées ont tendance à déclarer avoir bu et mangé de moins grandes quantités qu'elles ne l'ont fait en réalité.

L'indice de masse corporelle a tout spécialement été associé à la sous-déclaration en ce qui a trait à la consommation d'aliments (apport énergétique)[1,3-6]. Et, si l'on ne peut arriver à aucune conclusion catégorique quant à l'influence de l'âge et du sexe, la sous-déclaration a tendance à être plus fréquente chez les femmes et chez les personnes âgées[2-4,6]. Les caractéristiques socioéconomiques, psychologiques et de santé ont également été associées à la sous-déclaration[1,3,5,6].

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition réalisée en 2004 par Statistique Canada était la première enquête nationale sur les habitudes alimentaires des Canadiens menée depuis le début des années 1970. Comme d'autres enquêtes de ce genre, l'ESCC de 2004 était sujette à la sous-déclaration.

Le présent article sert à quantifier la sous-déclaration de l'apport énergétique dans l'ESCC au niveau du groupe, et aussi à comparer la dépense énergétique totale modélisée des participants à l'ESCC à leur apport énergétique déclaré afin de déterminer si les groupes les plus susceptibles de sous-déclarer leur apport énergétique dans la population canadienne sont les mêmes que ceux mentionnés dans la littérature. Pour les chercheurs qui utilisent les données de l'ESCC, il s'agit d'une source de renseignements précieuse dont ils doivent néanmoins connaître les limites éventuelles.

Méthodes

Source des données

L'ESCC de 2004 a été conçue en vue de recueillir des renseignements sur la consommation d'aliments et l'apport en nutriments de la population à domicile, aux niveaux national et provincial. Sont exclus du champ de l'enquête les membres de la force régulière des Forces armées, les habitants

des trois territoires, des réserves indiennes et de certaines régions éloignées, les personnes vivant en établissement, ainsi que tous les résidents (militaires et civils) des bases militaires. Une description détaillée du plan d'enquête, de l'échantillon et des méthodes d'interview figure dans un rapport déjà publié[7].

Au total, 35 107 personnes ont répondu à un premier rappel alimentaire de 24 heures, puis un sous-échantillon de 10 786 d'entre elles ont participé à un deuxième rappel alimentaire de trois à dix jours plus tard. Les taux de réponse ont été de 76,5 % et de 72,8 %, respectivement. La présente analyse tient compte uniquement du premier rappel alimentaire de 24 heures.

Au départ, on devait mesurer la taille et le poids de tous les participants à l'ESCC âgés de 2 ans et plus, mais pour diverses raisons, dans environ 40 % des cas, ces données n'ont pas été recueillies. Pour tenir compte de cette non-réponse, on a produit un autre poids de sondage en fonction de catégories de personnes ayant des caractéristiques démographiques et socioéconomiques semblables. À cause de la présence d'un biais entre les deux types de données[8,9], les données mesurées de la taille et du poids sont préférables aux données autodéclarées. Par conséquent, ont été retenues aux fins de la présente analyse les personnes pour lesquelles on disposait de données sur la taille et le poids mesurés (auxquelles on a appliqué le poids de sondage approprié).

L'étude se limite aux personnes de 12 ans et plus qui ont répondu aux questions sur l'activité physique durant les loisirs. Les femmes enceintes ou qui allaitaient, les personnes de poids très faible (indice de masse corporelle inférieur à 18,5 kg/m^2) et celles dont l'apport alimentaire était nul ou invalide ont été exclues de l'analyse. En tout, 16 190 personnes faisaient partie de l'étude.

L'ESCC s'appuie sur un rappel alimentaire de 24 heures pour estimer l'apport énergétique des Canadiens. Pour aider les participants à l'enquête à se remémorer ce qu'ils avaient mangé et bu le jour précédent et en quelle quantité, on a recouru à l'Automated Multiple Pass Method (AMPM)[10,11], méthode qui comporte les cinq étapes suivantes :

- une liste rapide (les participants énumèrent tous les aliments et boissons consommés);
- une série de questions sur des catégories particulières d'aliments et certains aliments fréquemment oubliés;
- des questions au sujet du moment et de l'occasion de la consommation;
- une série de questions en vue de recueillir des renseignements plus détaillés sur les aliments et les boissons – ainsi que sur les quantités – consommés;
- une révision finale.

Les teneurs en énergie et en nutriments des aliments déclarés durant ce rappel sont tirées du Fichier canadien sur les éléments nutritifs (supplément 2001b)[12] de Santé Canada.

Dépense énergétique totale

Chez une personne dont le poids est stable, l'apport énergétique habituel (calories consommées) est égal à la dépense énergétique (calories brûlées). Si l'apport excède la dépense, le poids de la personne augmente et s'il lui est inférieur, son poids diminue. Il en va de même pour une population. Dans une population où la masse corporelle est stable, l'apport et la dépense d'énergie sont quasi équivalents. En comparant l'apport énergétique moyen et la dépense énergétique moyenne pour une population étudiée, on obtient une appréciation de l'exactitude de l'estimation quant à l'apport énergétique.

Les données de l'ESCC de 2004 permettent d'estimer l'apport énergétique des participants à l'enquête, mais non leur dépense énergétique. La méthode généralement reconnue pour estimer la dépense énergétique est celle de l'eau doublement marquée. Elle consiste à faire ingérer à une personne de l'eau marquée par deux isotopes distincts et à mesurer le taux de disparition de ces isotopes dans l'urine ou dans le sang pendant une période donnée. Ces taux sont ensuite utilisés pour calculer le taux de production de dioxyde de carbone (CO_2) qui, combiné aux données sur le régime alimentaire de la personne, permet de calculer la dépense énergétique[13].

Se fondant sur un certain nombre d'études réalisées à partir de la méthode de l'eau doublement marquée, l'Institute of Medicine (IOM) a modélisé la dépense énergétique totale (DET) ou les besoins énergétiques estimatifs (BEE) en fonction de l'âge, du sexe, du poids, de la taille et du niveau d'activité physique (NAP) (tableau 1). Ces équations ont servi à estimer les besoins énergétiques des participants à l'ESCC.

Prédiction des besoins énergétiques

Les équations de l'IOM permettent de prédire les besoins énergétiques si l'on connaît l'âge, le sexe, la taille, le poids et le niveau d'activité physique. Si l'ESCC offre des renseignements facilement accessibles sur l'âge, le sexe, la taille et le poids, les seules données en matière d'activité physique ont trait aux loisirs; on n'a pas recueilli de données sur l'activité physique associée au travail ou au transport dans le cadre de l'enquête. En outre, dans le cas de l'ESCC, la dépense énergétique quotidienne est mesurée en équivalents métaboliques (MET), exprimés en kilocalories par kilogramme par jour, tandis que dans celui de l'IOM, la dépense énergétique est mesurée en fonction du niveau d'activité physique (NAP). La valeur MET décrit l'intensité d'une activité comparativement au taux métabolique au repos (TMR), tandis que le NAP représente le ratio de la dépense énergétique totale (DET) à la dépense énergétique de base (DEB).

En utilisant la méthode de l'IOM[14], chaque activité physique exprimée selon une valeur MET peut aussi être exprimée selon la variation du niveau d'activité physique (ΔNAP), d'après

Tableau 1
Besoins énergétiques estimatifs (BEE) fondés sur les équations de l'Institute of Medicine (IOM), selon l'indice de masse corporelle, l'âge et le sexe

Indice de masse corporelle, âge et sexe	Équations de l'Institute of Medicine pour les besoins énergétiques estimatifs (BEE)
IMC compris entre 18,5 kg/m² et 25 kg/m²	
De 9 à 18 ans	
Garçons	BEE = 113,5 - 61,9*âge (années) + NAP * (26,7 * poids (kg) + 903 * taille (m)), où NAP = 1 si sédentaire, 1,13 si peu actif, 1,26 si actif et 1,42 si très actif.
Filles	BEE = 160,3 - 30,8*âge (années) + NAP * (10 * poids (kg) + 934 * taille (m)), où NAP = 1 si sédentaire, 1,16 si peu active, 1,31 si active et 1,56 si très active.
19 ans et plus	
Hommes	BEE = 661,8 - 9,53*âge (années) + NAP*(15,91* poids (kg) + 539,6* taille (m)), où NAP = 1 si sédentaire, 1,11 si peu actif, 1,25 si actif et 1,48 si très actif.
Femmes	BEE = 354,1 - 6,91*âge (années) + NAP*(9,36* poids (kg) + 726* taille (m)), où NAP = 1 si sédentaire, 1,12 si peu active, 1,27 si active et 1,45 si très active.
IMC supérieur à 25 kg/m²	
De 9 à 18 ans	
Garçons	BEE = -114,1 - 50,9*âge (années) + NAP * (19,5*poids (kg) + 1 161,4*taille (m)), où NAP = 1 si sédentaire, 1,12 si peu actif, 1,24 si actif et 1,45 si très actif.
Filles	BEE = 389,2 - 41,2*âge (années) + NAP * (15 * poids (kg) + 701,6 * taille (m)), où NAP = 1 si sédentaire, 1,18 si peu active, 1,35 si active et 1,60 si très active.
19 ans et plus	
Hommes	BEE = 1 085,6 - 10,08*âge (années) + NAP*(13,7* poids (kg) + 416* taille (m)), où NAP = 1 si sédentaire, 1,12 si peu actif, 1,29 si actif et 1,59 si très actif.
Femmes	BEE = 447,6 - 7,95*âge (années) + NAP*(11,4* poids (kg) + 619* taille (m)), où NAP = 1 si sédentaire, 1,16 si peu active, 1,27 si active et 1,44 si très active.

Nota : NAP signifie niveau d'activité physique.
Source : Institute of Medicine, *Dietary Reference Intakes for Energy, Carbohydrate, Fiber, Fat, Fatty Acids, Cholesterol, Protein and Amino Acids*, Washington DC, The National Academies Press, 2005[14].

l'accroissement de la DET résultant de la pratique de l'activité.

Les formules qui suivent ont servi à déterminer la variation du niveau d'activité physique (ΔNAP) à l'aide des valeurs MET pour chacune des activités physiques auxquelles les participants à l'ESCC ont déclaré avoir participé au cours des trois mois qui ont précédé l'enquête :

$\Delta NAP = (MET - 1) * N_{fois} * Minutes * 1,34 / 1\,440$ (pour les hommes)

et

$\Delta NAP = (MET - 1) * N_{fois} * Minutes * 1,42 / 1\,440$ (pour les femmes)

où N_{fois} représente le nombre de fois qu'une activité a été pratiquée et Minutes représente la durée moyenne (13, 23, 45 ou 60 minutes) de l'activité, selon qu'elle a été pratiquée pendant moins de 15 minutes, de 15 à 30 minutes, de 30 à 60 minutes, ou plus de 60 minutes.

Afin d'évaluer l'effet global d'une activité physique sur la dépense énergétique totale (DET), les dépenses énergétiques supplémentaires associées à l'activité doivent être prises en compte. Premièrement, il faut ajouter 15 % de la demande en énergie d'une activité physique, ce qui permet de tenir compte de l'excès de consommation d'oxygène post-exercice ou EPOC (pour *excess post-exercise oxygen consumption*).

Deuxièmement, l'accroissement de la dépense énergétique associé à l'activité physique appelle une augmentation de l'apport énergétique (si la personne veut maintenir son poids). Par conséquent, il faut aussi prendre en compte l'effet thermique des aliments (ETA), auquel il faut attribuer la dissipation d'environ 10 % de l'énergie consommée.

Une dernière correction tient compte du fait que l'on utilise la dépense énergétique de base (DEB) au lieu du taux métabolique au repos (TMR). Une valeur MET de 1,0 extrapolé à 24 heures sera 5 % plus élevé que la DEB pour un homme de référence pesant 70 kg et 10 % plus élevé pour une femme de référence de 57 kg. Ces corrections sont représentées par le facteur de 1,34 pour les hommes [1,15 (EPOC) ÷ 0,9 (ETA) ÷ 0,95] et de 1,42 pour les femmes [1,15 (EPOC) ÷ 0,9 (ETA) ÷ 0,91)].

Puisque la valeur MET exprime une mesure par jour, un facteur de 1 440 convertira cette augmentation de la dépense énergétique en une mesure par minute. Par exemple, dans le cas de la natation, la valeur MET est de 3,0 kcal/kg/heure. Pour un homme, nager une heure par jour pendant trois mois équivaut à un accroissement d'activité physique de (3,0 MET - 1) * 90 jours * 60 minutes * 1,34/1 440 = 10,05, soit un surplus quotidien de 0,112, ce qui représente une augmentation de 189 kcal par jour de la dépense énergétique totale.

Une fois que toutes les activités physiques individuelles pratiquées durant les loisirs ont été exprimées en ΔNAP pour trois mois, on additionne les valeurs ensemble et on divise la somme de celles-ci par 90 jours, de

Tableau 2
Niveau d'activité physique (NAP) versus équivalents métaboliques (MET), population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Catégorie d'activité physique (en NAP)	Catégorie d'activité physique (en MET)		
	Inactif(ve)	Moyennement actif(ve)	Actif(ve)
Sédentaire	2 637	0	0
Peu actif(ve)	5 537	3 975	2 460
Actif(ve)	0	0	1 412
Très actif(ve)	0	0	169

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

manière à obtenir l'augmentation quotidienne de la dépense énergétique résultant de l'activité physique.

Selon la méthode de l'IOM, une personne s'adonnant uniquement à des activités sédentaires aura un niveau d'activité physique de 1,39. Le NAP final d'une personne s'obtient en additionnant la somme des ΔNAP au NAP de base de 1,39. D'après l'IOM, les niveaux d'activité physique sont répartis en quatre catégories : sédentaire (NAP de 1,0 à moins de 1,4), peu actif (NAP de 1,4 à moins de 1,6), actif (NAP de 1,6 à moins de 1,9) et très actif (NAP de 1,9 à moins de 2,5).

Les participants à l'ESCC de 2004 ont été classés selon trois catégories d'après leur dépense énergétique calculée en MET : personnes inactives, personnes moyennement actives et personnes actives. Le tableau 2 donne une comparaison des classifications NAP et MET des personnes pour lesquelles était disponible l'information requise pour prédire les besoins énergétiques.

Grâce à ces variables et aux équations de l'IOM décrites ci-dessus, il est possible de prédire les besoins énergétiques pour ces participants.

Mesure de la sous-déclaration de l'apport énergétique

Il existe deux méthodes pour déterminer la mesure dans laquelle l'apport énergétique (c'est-à-dire la consommation alimentaire) est sous-déclaré. La première, qui est celle employée pour l'étude, comprend une macroestimation fondée uniquement sur le ratio de l'apport énergétique mesuré aux besoins énergétiques – prédits à l'aide des équations de l'IOM –, un ratio inférieur à 1 indiquant une sous-déclaration et un rapport supérieur à 1, une surdéclaration. (La deuxième méthode consiste à classer les participants à l'enquête dans l'une de trois catégories, selon que leur apport alimentaire est jugé sous-déclaré, surdéclaré ou plausible. Cette méthode est décrite dans un autre article[15].)

Afin d'évaluer l'effet de la sous-déclaration d'énergie sur une moyenne de groupe, on divise l'apport énergétique moyen du groupe par la dépense énergétique moyenne prédite pour ce groupe. Pour déterminer l'effet de la sous-déclaration d'énergie en tenant compte simultanément de plusieurs groupes, les ratios individuels de l'apport énergétique à la dépense énergétique prédite sont modélisés dans une régression linéaire multiple.

Les covariables introduites dans les régressions linéaires multiples ont été choisies en se fondant sur les données publiées et sur les facteurs dont on sait qu'ils influencent la quantité ou la qualité des aliments consommés. Elles sont réparties en trois catégories : les facteurs de risque (indice de masse corporelle, activité physique durant les loisirs, consommation d'alcool, consommation de fruits et légumes et usage du tabac), l'état de santé (état de santé autodéclaré et présence de problèmes de santé chroniques) et les caractéristiques sociodémographiques (sexe, âge, niveau de scolarité et revenu du ménage, situation d'emploi, statut d'immigrant, statut d'autochtone et province de résidence).

Les facteurs de risque sont inclus parce que les choix d'aliments de faible qualité sont associés à la sous-déclaration de l'apport énergétique; plus précisément, les gens ont tendance à sous-déclarer les aliments malsains et à surdéclarer ceux qui sont bons pour la santé. Dans l'ensemble, les variables sélectionnées reflètent des habitudes de vie saines ou la qualité des choix alimentaires.

Comme une mauvaise santé peut influer sur l'appétit d'une personne, les deux variables se rapportant à l'état de santé sont incluses dans les modèles pour tenir compte de l'effet de facteurs qui pourraient avoir une incidence sur la quantité d'aliments consommés.

Les variables sociodémographiques sont incluses parce qu'une revue de la littérature a montré que certaines d'entre elles sont associées à la sous-déclaration. De plus, comme les sous-groupes de population sont souvent définis en fonction de ces variables (par exemple, personnes âgées, Autochtones, immigrants), il est important de savoir comment la sous-déclaration est associée à ces caractéristiques. Qui plus est, certaines de ces caractéristiques (par exemple, le faible revenu du ménage) sont liées à des régimes alimentaires de qualité inférieure.

La méthode du *bootstrap*, qui tient compte du plan d'enquête complexe[16-18] de l'ESCC, a été utilisée pour estimer les intervalles de confiance des ratios et des coefficients de régression. Le seuil de signification statistique a été établi au niveau de 0,05.

Tableau 3
Ratio de l'apport énergétique estimé aux besoins énergétiques estimatifs prédits, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Groupe d'âge et sexe	Ratio	Intervalle de confiance de 95 % de	à
Total	0,904	0,890	0,917
12 ou 13 ans			
Garçons	1,009	0,950	1,067
Filles	0,992	0,934	1,050
14 à 18 ans			
Garçons	0,977	0,939	1,016
Filles	0,949	0,917	0,981
19 à 30 ans			
Hommes	0,962*	0,921	1,003
Femmes	0,866†	0,828	0,904
31 à 50 ans			
Hommes	0,920	0,877	0,962
Femmes	0,876	0,842	0,910
51 à 70 ans			
Hommes	0,877	0,846	0,907
Femmes	0,856	0,829	0,884
71 ans et plus			
Hommes	0,836	0,796	0,877
Femmes	0,887	0,853	0,921

* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes du même groupe d'âge ($p < 0,05$)
† valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$)
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau 4
Coefficients de régression linéaire du ratio de l'apport énergétique déclaré aux besoins énergétiques estimatifs prédits, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Hommes			Femmes		
		Intervalle de confiance de 95 %			Intervalle de confiance de 95 %	
Caractéristiques	Coefficient bêta	de	à	Coefficient bêta	de	à
Ordonnée à l'origine	1,065	0,958	1,171	0,909	0,829	0,990
Indice de masse corporelle						
Embonpoint (25 kg/m^2 ≤ IMC <30 kg/m^2)	-0,119*	-0,171	-0,068	-0,138*	-0,177	-0,098
Obèse (≥30 kg/m^2)	-0,205*	-0,258	-0,152	-0,191*	-0,231	-0,150
Activité physique						
Sédentaire	0,092*	0,015	0,169	0,123*	0,080	0,165
Actif(ve)	-0,077	-0,161	0,007	-0,080	-0,173	0,013
Très actif(ve)	-0,152	-0,312	0,009	-0,395*	-0,752	-0,038
Alcool consommé l'année précédente	0,043	-0,023	0,108	0,040	-0,003	0,084
Au moins un problème de santé chronique	-0,046	-0,096	0,004	0,026	-0,014	0,067
Niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage						
Études secondaires partielles	0,033	-0,044	0,110	-0,071*	-0,121	-0,022
Diplôme d'études secondaires	-0,041	-0,102	0,021	-0,082*	-0,125	-0,038
Études postsecondaires partielles	-0,017	-0,082	0,048	-0,074*	-0,130	-0,017
Consommation quotidienne de fruits et légumes						
Moins de 5 portions	-0,071*	-0,118	-0,024	-0,001	-0,038	0,037
Plus de 10 portions	-0,012	-0,207	0,182	-0,009	-0,201	0,182
Santé autodéclarée						
Très bonne	-0,011	-0,066	0,043	-0,026	-0,084	0,032
Bonne	-0,004	-0,066	0,058	-0,070*	-0,127	-0,013
Passable	-0,002	-0,088	0,085	-0,064	-0,137	0,009
Mauvaise	0,013	-0,120	0,146	-0,091	-0,212	0,031
Revenu du ménage						
Inférieur	-0,071	-0,174	0,032	-0,025	-0,110	0,061
Moyen-inférieur	0,016	-0,116	0,149	-0,031	-0,088	0,025
Moyen	-0,041	-0,108	0,026	-0,016	-0,066	0,035
Moyen-supérieur	0,005	-0,043	0,053	0,003	-0,042	0,047
N'a pas travaillé la semaine qui a précédé l'entrevue	-0,024	-0,071	0,023	0,045*	0,004	0,086
Immigrant	-0,045	-0,100	0,010	0,013	-0,033	0,059
Fumeur(euse)	0,052*	0,001	0,103	-0,045	-0,081	-0,009
Autochtone	0,054	-0,051	0,158	0,056	-0,025	0,137
Province						
Terre-Neuve-et-Labrador	0,031	-0,047	0,109	-0,026	-0,089	0,036
Île-du-Prince-Édouard	0,003	-0,077	0,084	-0,012	-0,063	0,040
Nouvelle-Écosse	0,029	-0,045	0,103	0,030	-0,030	0,090
Nouveau-Brunswick	0,050	-0,034	0,134	-0,053*	-0,104	-0,001
Québec	0,078*	0,013	0,142	0,117*	0,066	0,168
Manitoba	-0,014	-0,074	0,046	0,023	-0,030	0,075
Saskatchewan	0,026	-0,059	0,112	0,014	-0,044	0,073
Alberta	-0,004	-0,069	0,062	-0,001	-0,053	0,051
Colombie-Britannique	0,116*	0,044	0,189	0,063*	0,010	0,117
Groupe d'âge						
31 à 50 ans	-0,041	-0,099	0,017	0,022	-0,027	0,071
51 à 70 ans	-0,048	-0,109	0,014	0,002	-0,050	0,054
71 ans et plus	-0,092*	-0,169	-0,016	0,057*	0,000	0,113

* coefficient significativement différent de 0 (p < 0,05)

Nota : La personne de référence a un IMC normal, est peu active, vit dans un ménage dont au moins un membre possède un diplôme d'études postsecondaires, consomme de 5 à 10 portions de fruits et légumes par jour, est en excellente santé, vit dans un ménage appartenant à la catégorie supérieure de revenu, a travaillé la semaine qui a précédé l'entrevue, n'est ni immigrante ni autochtone, ne fume pas, vit en Ontario et est âgée de 18 à 30 ans.

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

Tableau 5
Coefficients de régression linéaire du ratio de l'apport énergétique déclaré aux besoins énergétiques estimatifs prédits, selon le sexe, population à domicile de 12 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2004

	Garçons			Filles		
		Intervalle de confiance de 95 %			Intervalle de confiance de 95 %	
Caractéristiques	Coefficient bêta	de	à	Coefficient bêta	de	à
Ordonnée à l'origine	1,167	1,065	1,268	1,120	1,037	1,202
Indice de masse corporelle						
Embonpoint (25 kg/m^2 ≤ IMC<30 kg/m^2)	-0,108*	-0,181	-0,035	-0,277*	-0,341	-0,212
Obèse (≥30 kg/m^2)	-0,309*	-0,384	-0,234	-0,364*	-0,462	-0,267
Activité physique						
Sédentaire	0,168	-0,041	0,377	0,288*	0,145	0,431
Actif(ve)	-0,127*	-0,190	-0,064	-0,146*	-0,211	-0,081
Très actif(ve)	-0,109	-0,244	0,027	-0,208*	-0,409	-0,007
Alcool consommé l'année précédente	-0,082*	-0,145	-0,020	-0,039	-0,099	0,020
Au moins un problème de santé chronique	0,033	-0,037	0,104	0,033	-0,040	0,106
Niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage						
Études secondaires partielles	-0,062	-0,257	0,133	-0,013	-0,118	0,091
Diplôme d'études secondaires	-0,094*	-0,170	-0,017	-0,029	-0,114	0,057
Études postsecondaires partielles	-0,155*	-0,241	-0,068	-0,029	-0,119	0,061
Consommation quotidienne de fruits et légumes						
Moins de 5 portions	-0,079*	-0,152	-0,006	-0,058*	-0,115	-0,001
Plus de 10 portions	0,053	-0,216	0,322	0,097	-0,184	0,378
Santé autodéclarée						
Très bonne	-0,043	-0,110	0,023	-0,037	-0,116	0,043
Bonne	-0,057	-0,152	0,039	-0,047	-0,133	0,039
Passable	-0,108	-0,243	0,027	-0,052	-0,184	0,080
Mauvaise	-0,289*	-0,522	-0,056	-0,025	-0,367	0,318
Revenu du ménage						
Inférieur	-0,196	-0,406	0,014	0,094	-0,133	0,321
Moyen-inférieur	0,021	-0,156	0,198	0,064	-0,045	0,174
Moyen	-0,002	-0,095	0,091	0,050	-0,051	0,152
Moyen-supérieur	-0,029	-0,101	0,043	0,086*	0,004	0,168
Immigrant	0,080	-0,049	0,209	-0,114	-0,256	0,028
Fumeur(euse)	0,109*	0,004	0,213	-0,006	-0,092	0,080
Autochtone	0,088	-0,194	0,371	0,041	-0,134	0,217
Province						
Terre-Neuve-et-Labrador	0,027	-0,090	0,144	-0,038	-0,151	0,074
Île-du-Prince-Édouard	0,033	-0,087	0,152	-0,008	-0,150	0,133
Nouvelle-Écosse	-0,031	-0,172	0,111	-0,033	-0,156	0,091
Nouveau-Brunswick	0,103	-0,043	0,249	0,015	-0,064	0,095
Québec	0,183*	0,092	0,274	0,049	-0,048	0,146
Manitoba	0,088	-0,006	0,182	0,015	-0,077	0,107
Saskatchewan	0,140*	0,029	0,251	0,052	-0,067	0,170
Alberta	0,017	-0,077	0,112	-0,085*	-0,169	-0,001
Colombie-Britannique	0,028	-0,073	0,128	-0,055	-0,132	0,023

* coefficient significativement différent de 0 (p < 0,05)
Nota : La personne de référence a un IMC normal, est peu active, vit dans un ménage dont au moins un membre possède un diplôme d'études postsecondaires, consomme de 5 à 10 portions de fruits et légumes par jour, est en excellente santé, vit dans un ménage appartenant à la catégorie supérieure de revenu, n'est ni immigrante ni autochtone, ne fume pas et vit en Ontario.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Définitions

L'*indice de masse corporelle* (IMC) se calcule en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Dans la présente analyse, les catégories d'IMC pour les adultes ont été définies conformément aux lignes directrices de Santé Canada[19]. Les personnes dont l'IMC est compris entre 18,5 kg/m^2 et 24,99 kg/m^2 sont considérées comme ayant un poids normal, entre 25 kg/m^2 et 29,99 kg/m^2, comme ayant de l'embonpoint, et supérieur à 30 kg/m^2, comme étant obèses. Pour les adolescents de 12 à 17 ans, nous avons utilisé les catégories définies par Cole *et al*.[20].

Le *niveau d'activité physique durant les loisirs* fait référence aux quatre catégories de NAP : sédentaire, peu actif, actif et très actif.

La *consommation d'alcool* se rapporte aux 12 mois qui ont précédé l'entrevue de l'ESCC.

La *consommation de fruits et légumes* est fondée sur la fréquence habituelle déclarée de consommation et non sur le rappel alimentaire de 24 heures. Elle représente le nombre de fois par jour que des fruits et légumes ont été consommés et non la quantité d'aliments consommés.

Les *fumeurs* sont les personnes qui ont déclaré fumer tous les jours ou à l'occasion.

Les variables sociodémographiques sont le *sexe* et l'*âge* pour les adultes, basés sur les groupes âge-sexe de l'IOM pour les apports nutritionnels de référence, le *niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage* (études secondaires partielles, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles, diplôme d'études postsecondaires), le *groupe de revenu du ménage* en provenance de toutes les sources et propre à la taille du ménage (inférieur, moyen-inférieur, moyen, moyen-supérieur et supérieur), la *situation d'emploi* la semaine qui a précédé l'entrevue, ainsi que le *statut d'immigrant* et le *statut d'Autochtone*.

Les variables associées à l'état de santé sont l'*état de santé autodéclaré* (excellent, très bon, bon, passable et mauvais) et l'existence d'au moins un *problème de santé chronique.*

Résultats

Dans l'ensemble, le ratio entre l'apport énergétique (AE) déclaré par les participants à l'ESCC et leurs besoins énergétiques estimatifs (BEE) obtenus grâce aux équations de l'IOM était de 0,904 (tableau 3). Autrement dit, les Canadiens de 12 ans et plus ont déclaré qu'ils consommaient environ 10 % moins de calories qu'ils n'en avaient effectivement besoin, compte tenu de leur taille, de leur poids et de leur niveau d'activité physique. Les ratios ont tendance à être plus faibles pour les femmes que pour les hommes. Toutefois, le différence n'était significative que pour les 19 à 30 ans. En outre, les ratios diminuent avec l'âge, ce qui indique que la sous-déclaration devient progressivement plus importante à mesure que l'âge augmente.

Un modèle de régression permet d'examiner simultanément l'effet de plusieurs variables. On a élaboré des modèles distincts pour les adolescents (12 à 17 ans) et pour les adultes (18 ans et plus). Les coefficients de régression représentent la variation du ratio qui est associée à la variation d'une caractéristique par rapport à celles de la « personne de référence ». Dans le cas des adultes, la personne de référence avait un IMC dans la fourchette normale, était peu active, vivait en Ontario dans un ménage qui appartenait à la catégorie supérieure de revenu et dont au moins un membre possédait un diplôme d'études postsecondaires, consommait de cinq à dix portions de fruits et légumes par jour, était en excellente santé, avait travaillé la semaine précédant l'entrevue, n'était ni immigrante ni autochtone, ne fumait pas et avait de 18 à 30 ans. Pour les adolescents, la personne de référence avait les mêmes caractéristiques, sauf pour l'âge et la situation d'emploi la semaine précédant l'entrevue.

Sans égard au groupe d'âge et au sexe, la catégorie d'IMC avait un effet significatif et persistant sur le ratio de l'apport énergétique aux besoins énergétiques estimatifs (BEE) (tableaux 4 et 5). Les personnes ayant de l'embonpoint ou étant obèses sous-déclarent leur apport énergétique comparativement à la personne de référence (de poids normal).

L'activité physique durant les loisirs est également associée significativement à la déclaration de l'apport énergétique, mais la direction de l'estimation dépend du niveau d'activité. Chez les personnes sédentaires, les adultes des deux sexes et les filles de 12 à 17 ans ont en fait surdéclaré la quantité d'aliments consommés. Par contre, les adolescents actifs des deux sexes l'ont sous-déclarée, tout comme les femmes et les adolescentes très actives.

Une faible consommation de fruits et légumes (moins de cinq portions par jour) est associée à la sous-déclaration chez tous les groupes, sauf celui des femmes adultes. De même, les adolescents de sexe masculin qui avaient consommé de l'alcool au cours de l'année qui a précédé l'enquête ont sous-déclaré leur apport énergétique. En revanche, les hommes et les adolescents qui fumaient avaient tendance à surestimer la quantité d'aliments consommés.

La sous-déclaration de l'apport alimentaire est plus prononcée chez les femmes en bonne santé et chez les garçons adolescents en mauvaise santé que parmi les autres groupes. Quant à lui, le fait d'avoir un problème de santé chronique n'est pas associé à la déclaration de l'apport énergétique.

Il n'y a pour ainsi dire aucune association entre le revenu du ménage et la déclaration de l'apport énergétique; toutefois, des différences se dégagent selon le niveau de scolarité du ménage. Chez les femmes, tous les niveaux de scolarité du ménage inférieurs au diplôme d'études postsecondaires sont associés à une sous-déclaration. Celle-

ci est également statistiquement significative chez les garçons adolescents vivant dans des ménages dont un membre avait obtenu un diplôme d'études secondaires ou fait des études postsecondaires partielles.

Le statut d'immigrant et le statut d'Autochtone n'ont aucune influence sur la déclaration de l'apport énergétique. Le groupe d'âge n'est pas un facteur significatif non plus chez les adultes, l'écart le plus important étant celui observé entre les adolescents et les adultes.

Enfin, les adultes au Québec et en Colombie-Britannique ont surdéclaré la quantité d'aliments qu'ils avaient consommée; en revanche, les femmes du Nouveau-Brunswick l'ont sous-déclarée. Parmi les adolescents, on observe une surdéclaration chez les garçons du Québec et de la Saskatchewan et une sous-déclaration chez les filles de l'Alberta.

Discussion

Les données provenant de la composante « Nutrition » de l'ESCC de 2004 révèlent une sous-déclaration d'environ 10 % par rapport à l'apport énergétique total pour la population de 12 ans et plus. Cependant, la sous-déclaration variait en importance selon plusieurs facteurs, dont l'indice de masse corporelle, l'activité physique, les facteurs liés au mode de vie et le niveau de scolarité du ménage.

Les résultats de la présente analyse confirment ceux d'autres études. Selon un article de synthèse portant sur 25 études[6], les catégories d'IMC sont étroitement liées à la sous-déclaration de l'apport énergétique. D'autres études montrent en outre qu'en général, les femmes et les personnes plus âgées sont plus susceptibles que les autres de faire une sous-déclaration. Par ailleurs, il se dégage de la présente étude que les femmes tendent davantage que les hommes à sous-déclarer leur apport énergétique, mais les différences selon l'âge sont plus prononcées entre les adolescents et les adultes qu'entre adultes de groupes d'âge différents.

L'activité physique est liée à la déclaration de l'apport énergétique dans la présente étude. Les analyses précédentes ne tenaient pas compte de l'activité physique dans le calcul des besoins énergétiques.

Les données de l'ESCC révèlent que l'usage du tabac est associé à la surdéclaration de l'apport énergétique chez les hommes de tous les âges. Il semble donc exister un lien entre l'usage du tabac et un régime alimentaire de qualité inférieure, conclusion qui ressort fréquemment d'autres études[21,25].

Pour ce qui est des facteurs sociodémographiques, les résultats sont moins cohérents d'une étude à l'autre, bien qu'un faible niveau de scolarité ait été associé à la sous-déclaration de l'apport énergétique. Les résultats de l'ESCC montrent que le niveau de scolarité du ménage est associé significativement à la sous-déclaration chez les femmes adultes et les garçons adolescents.

Limites

La principale limite de l'étude tient au fait que la mesure de la sous-déclaration de l'apport énergétique repose en grande partie sur la qualité de l'estimation de la dépense énergétique. Or, l'information sur la dépense énergétique provenant de l'ESCC de 2004 est incomplète, car les données recueillies sur l'activité physique ont trait uniquement à l'activité durant les loisirs.

La présente analyse applique un niveau d'activité physique de base de 1,39 à tous les participants à l'enquête, mais on aurait pu établir d'autres hypothèses. Ainsi, en supposant que toutes les personnes étaient « peu actives » (la catégorie d'activité physique la plus souvent déclarée), le ratio AE/BEE serait de 0,895 pour la population de 12 ans et plus. Il reste que cela ne modifierait en rien la relation entre la sous-déclaration et les caractéristiques lui étant associées, surtout l'embonpoint et l'obésité.

En se fondant sur un niveau d'activité physique « sédentaire » pour tous les participants à l'enquête, l'estimation du ratio AE/BEE est de 1,003 pour la population de 12 ans et plus. Cependant, on peut supposer que d'après leur activité physique durant les loisirs un nombre considérable de personnes ont des besoins énergétiques plus élevés. Et contrairement à supposer un faible niveau d'activité physique pour tous les participants à l'enquête, ce qui peut entraîner des erreurs de classification dans les deux sens, supposer un niveau d'activité physique sédentaire peut donner lieu à des erreurs de classification dans un sens seulement, ce qui veut dire que le rapport AE/BEE réel serait nécessairement inférieur à 1.

Il aurait été possible d'utiliser également le ratio entre l'apport énergétique et soit le taux métabolique au repos (TMR), soit la dépense énergétique de base (DEB). Ces ratios représenteraient un niveau moyen d'activité physique pour une population. L'estimation de la sous-déclaration requerrait toujours l'estimation de l'activité physique. Mais, le cas échéant, il faudrait remplacer les catégories par une variable continue, laquelle serait plus sensible aux erreurs de déclaration qu'une variable catégorique.

Même si les équations de l'IOM sont les meilleures dont on dispose à l'heure actuelle, la base de données n'est représentative ni de la population canadienne ni de la population américaine. En outre, le modèle utilisé pour calculer les BEE donne lieu à une prédiction assortie d'un intervalle de confiance, tandis que dans la présente étude, la valeur des BEE prédits a été utilisée en tant que constante dans le calcul des ratios.

Comme la présente analyse se fonde uniquement sur les déclarations de l'apport énergétique du premier rappel de 24 heures, les variations quotidiennes ne sont pas prises en compte. Toutefois, l'apport énergétique habituel pour une population est généralement déterminée à partir de la moyenne associée au premier rappel alimentaire de 24 heures pour cette population. Par conséquent, l'apport quotidien peut être utilisé dans

l'évaluation de la sous-déclaration de l'apport énergétique, mais seulement dans le cas de moyennes de groupe ou d'ensembles de groupes.

Les résultats des régressions représentent des comparaisons entre plusieurs groupes et sont utilisés pour cerner les caractéristiques associées à la sous-déclaration; ces régressions ne sont pas destinées à être utilisées en tant qu'équations prédictives de la sous-déclaration individuelle.

Une autre limite de l'étude tient au fait qu'il n'a pas été possible de tenir compte des facteurs psychologiques associés aux habitudes alimentaires, comme la désirabilité sociale, l'image de soi et le poids, ainsi que la crainte d'une évaluation négative, qui ont tous été liés à la sous-déclaration de l'apport énergétique[5,6]. On ne sait pas non plus si les participants à l'ESCC suivaient un régime ou limitaient leur apport alimentaire au moment de l'entrevue. Les déclarations quant à l'apport alimentaire sont toujours sujettes au risque d'une consommation d'aliments insuffisante ou excessive pour une journée donnée.

Conclusion

Les résultats de la présente étude sont importants pour les utilisateurs des données sur la nutrition de l'ESCC qui, avant d'entreprendre une analyse, doivent savoir que le degré de sous-déclaration de l'apport énergétique varie selon le sous-groupe. Il est utile non seulement de déterminer l'importance de la sous-déclaration, mais de cerner également les groupes pour lesquels l'apport énergétique est sous-déclaré, surdéclaré ou plausible. L'identification de ces personnes fait l'objet d'un autre article[15]. ■

Références

1. R.K. Johnson, R.P. Soultanakis et D.E. Matthews, « Literacy and body fatness are associated with under-reporting of energy intake in US low income women using the multiple-pass 24-hour recall, a doubly labelled water study », *Journal of the American Dietetic Association*, 98(10), 1998, p. 1136-1140.
2. S. Jonnalagadda, D.C. Mitchell, H. Smiciklas-Wright *et al.*, « Accuracy of energy intake data estimated by a multi-pass 24-hour dietary recall technique », *Journal of the American Dietetic Association,* 100(3), 2000, p. 303-308.
3. G. Johansson, A. Wikman, A.M. Ahren *et al.*, « Underreporting of energy intake in repeated 24-hour recalls related to gender, age, weight status, day of interview, educational level, reported food intake, smoking habits and area of living », *Public Health Nutrition,* 4(4), 2001, p. 919-927.
4. C. Pikholz, B. Swinburn et P. Metcalf, « Under-reporting of energy intake in the 1997 National Nutrition Survey », *Journal of the New Zealand Medical Association*, 117(1202), 2004, p. 1-11.
5. J.A. Tooze, A.F. Subar, F.E. Thompson *et al.*, « Psychosocial predictors of energy under-reporting in a large doubly labeled water study », *American Journal of Clinical Nutrition*, 79, 2004, p. 795-804.
6. B.E. Livingstone et A.E. Black, « Markers of the validity of reported energy intake », *Journal of Nutrition*, 133, 2003, p. 895S-920S.
7. 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*, *August 2005*, Minneapolis, American Statistical Association, 2005.
8. M. Tjepkema, « Obésité chez les adultes », *Rapports sur la santé*,17(3), 2006, p. 9-25 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
9. 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).
10. A.J. Moshfegh, L. Borrud, B. Perloff *et al.*, « Improved method for the 24-hour dietary recall for use in national surveys », *The FASEB Journal: Official Publication of The Federation of American Societies for Experimental Biology*, 13, 1999, p. A603 (résumé).
11. A.J. Moshfegh, N. Raper, L. Ingwersen *et al.*, « An improved approach to 24-hour dietary recall methodology », *Annals of Nutrition and Metabolism*, 45(Supplement), 2001, p. 156 (résumé).
12. Santé Canada, *Fichier canadien sur les éléments nutritifs, version 2005*, disponible à l'adresse : http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/nutrition/fiche-nutri-data/index_f.html.
13. J.R. Speakman, *Doubly Labeled Water: Theory and Practice*, London, Chapman & Hall, 1997.
14. Institute of Medicine, *Dietary Reference Intakes for Energy, Carbohydrate, Fiber, Fat, Fatty Acids, Cholesterol, Protein and Amino Acids*, Washington DC, The National Academies Press, 2005.
15. D. Garriguet, « Effet de l'identification des personnes dont la déclaration est plausible sur la sous-déclaration de l'apport énergétique dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes », *Rapports sur la santé,* 19(4), 2008, p. 39-48 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
16. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête,* 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, nº 12-001 au catalogue).
17. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research,* 5(3), 1996, p. 281-310.

18. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association : Survey Research Methods Section,* American Statistical Association, Baltimore, août 1999.
19. Santé Canada, *Lignes directrices pour la classification du poids chez les adultes*, Ottawa, 2003 (Santé Canada, nº H49-179/2003F au catalogue).
20. 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.
21. F.A. Larkin, P.P. Basiotis, H.A. Riddick *et al.*, « Dietary patterns of women smokers and non-smokers », *Journal of the American Dietetic Association*, 90(2), 1990, p. 230-237.
22. J. Dallongeville, N. Marecaux, J.C. Fruchart et P. Amouyel, « Cigarette smoking is associated with unhealthy patterns of nutrient intake: a meta-analysis », *Journal of Nutrition*, 128(9), 1998, p. 1450-1457.
23. U. Palaniappan, L. Jacobs Starckey, J. O'Loughlin et K. Gray-Donald, « Fruit and vegetable consumption is lower and saturated fat intake is higher among Canadians reporting smoking », *Journal of Nutrition,* 131(7), 2001, p. 1952-1958.
24. A.F. Subar, L.C. Harlan et M.E. Mattson, « Food and nutrient intake differences between smokers and non-smokers in the US », *American Journal of Public Health*, 80(11), 1990, p. 1323-1329.
25. P.M. Guenther, J. Reedy, S.M. Krebs-Smith *et al.*, *Development and Evaluation of the Healthy Eating Index-2005: Technical Report*, Washington DC, Center for Nutrition Policy and Promotion, U.S. Department of Agriculture, 2007, disponible à l'adresse http://www.cnpp.usda.gov/HealthyEatingIndex.htm.

Effet de l'identification des personnes dont la déclaration est plausible sur la sous-déclaration de l'apport énergétique dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadienne

par Didier Garriguet

Résumé

Contexte
La sous-déclaration est fréquente dans les enquêtes sur la nutrition. L'identification des personnes dont la déclaration est plausible est un moyen de mesurer l'effet de la sous-déclaration sur la relation entre l'apport énergétique et l'indice de masse corporelle (IMC).

Données et méthodes
Les données d'un rappel alimentaire de 24 heures obtenues auprès de 16 190 participants de 12 ans et plus à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition ont été utilisées pour déterminer l'apport d'énergie et de nutriments. Afin d'identifier les personnes dont la déclaration était plausible, un intervalle de confiance a été construit pour la dépense totale d'énergie calculée d'après les équations établies par l'Institute of Medicine. Les estimations de l'apport énergétique et de nutriments pour les personnes dont la déclaration était plausible ont été comparées à celles pour l'ensemble des participants à l'enquête. La régression linéaire a été utilisée pour démontrer l'effet de la sous-déclaration sur la relation entre l'apport énergétique déclaré et le poids. La régression logistique a servi à déterminer l'effet de la sous-déclaration sur la modélisation des caractéristiques des personnes obèses.

Résultats
En appliquant un intervalle de confiance de 70 % à 142 % autour de la dépense énergétique, 57 % des participants à l'ESCC ont été identifiés comme des « personnes ayant fait une déclaration plausible ». La sous-déclaration des nutriments variait de 1 % à 10 %. Une analyse fondée uniquement sur les personnes dont la déclaration est plausible rétablit la relation théorique entre l'apport énergétique et le poids corporel qui est perdue quand l'analyse est fondée sur l'échantillon complet.

Interprétation
L'identification des personnes dont la déclaration est plausible est un moyen efficace de mesurer l'effet de la sous-déclaration de l'apport alimentaire. Les conclusions fondées sur ces personnes plutôt que sur l'ensemble des participants à l'enquête correspondent mieux aux attentes théoriques, telles qu'une association positive entre un apport énergétique élevé et l'obésité.

Mots-clés
Apport calorique, régime alimentaire, habitudes alimentaires, dépense énergétique, métabolisme énergétique, enquêtes sur la nutrition, obésité, rappel alimentaire de 24 heures, sous-déclaration.

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

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition de 2004 était la première enquête nationale sur les habitudes alimentaires de la population canadienne réalisée depuis le début des années 1970. L'un des objectifs de l'ESCC de 2004 était de déterminer l'apport d'énergie (calories), de macronutriments (lipides, protéines et glucides) et de micronutriments (vitamines et minéraux) pour différents groupes.

Bien que l'on ait pris toutes les mesures possibles, de la conception du questionnaire à la vérification et à la validation des données brutes, en passant par l'échantillonnage et la formation des intervieweurs, pour s'assurer que les données soient exactes, l'ESCC, comme la plupart des enquêtes sur la nutrition, est sujette à des problèmes de sous-déclaration[1-6]. Pour plusieurs raisons (oubli, désirabilité sociale, image de soi, crainte d'être jugé négativement[5,6]), les participants à l'enquête peuvent déclarer délibérément ou accidentellement avoir mangé et bu moins qu'ils ne l'ont fait en réalité.

L'ESCC s'appuie sur un instrument de collecte bien établi, l'Automated Multiple-Pass Method (AMPM)[7,8], pour aider les participants à se remémorer au maximum ce qu'ils ont consommé le jour avant l'entrevue. Malgré cela, comme il est montré dans un article compagnon[9], la sous-déclaration parmi la population de 12 ans et plus est demeurée, en moyenne, de l'ordre de 10 % de l'apport énergétique total. La sous-déclaration est associée à un certain nombre de caractéristiques, dont l'indice de masse corporelle, l'âge, le sexe et l'activité physique.

La sous-déclaration de l'apport énergétique et de l'apport de nutriments particuliers a des incidences sur l'analyse des données de l'ESCC. Par exemple, elle obscurcit les relations entre la quantité et le type d'aliments consommés et l'indice de masse corporelle. Le présent article a pour but de résoudre ces questions grâce à l'identification des personnes dont la déclaration est « plausible ».

Méthodes

Source des données

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition de 2004 était conçue pour recueillir des renseignements sur l'apport alimentaire et de nutriments de la population à domicile, aux niveaux national et provincial. Étaient exclus du champ d'observation les membres des Forces canadiennes régulières, les habitants des trois territoires, les personnes vivant dans les réserves indiennes, les établissements et certaines régions éloignées, ainsi que tous les résidents (militaires et civils) des bases des Forces canadiennes. Le plan d'enquête, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ESCC sont décrits en détail dans un rapport publié antérieurement[10].

Au total, 35 107 personnes ont répondu à un premier rappel alimentaire de 24 heures, et un sous-échantillon de 10 786 d'entre elles ont répondu à un deuxième rappel alimentaire de trois à dix jours plus tard. Les taux de réponse ont été de 76,5 % et 72,8 %, respectivement. La teneur énergétique et en nutriments des aliments déclarés durant chaque rappel a été déterminée conformément au Fichier canadien sur les éléments nutritifs (supplément 2001b)[11].

Au départ, il était prévu de peser et de mesurer tous les participants à l'ESCC de deux ans et plus, mais pour diverses raisons, le poids et la taille d'environ 40 % d'entre eux n'ont pas été mesurés. Afin d'apporter une correction pour cette non-réponse, un autre poids de sondage a été créé en se basant sur des catégories de personnes ayant des caractéristiques sociodémographiques semblables. Étant donné le biais qui a été observé entre les données autodéclarées et les données mesurées[12,13], il est préférable d'utiliser des valeurs mesurées plutôt qu'autodéclarées de la taille et du poids. Par conséquent, la présente analyse porte sur les participants à l'enquête pour lesquels on disposait de données mesurées sur le poids et la taille (avec le poids de sondage approprié).

L'étude porte sur 16 190 personnes de 12 ans et plus qui ont répondu aux questions sur l'activité physique. Les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient, les personnes de poids très faible (indice de masse corporelle inférieur à 18,5 kg/m^2) et celles dont l'apport alimentaire était nul ou invalide ont été exclues.

Identification des personnes dont la déclaration est plausible

Identifier les personnes faisant une déclaration plausible requiert l'établissement de bornes inférieure et supérieure de la dépense énergétique totale prédite, c'est-à-dire un intervalle dans lequel doit être comprise la quantité d'énergie qui devrait être dépensée pour maintenir le poids mesuré. Pour déterminer la dépense énergétique totale prédite des participants à l'ESCC, on a pris des équations établies par l'Institute of Medicine (IOM)[14], qui modélisent la dépense énergétique, laquelle est déterminée par la méthode de l'eau doublement marquée en se basant sur l'âge, la taille et le poids (indice de masse corporelle), ainsi que le niveau d'activité physique. Des détails sur le calcul de l'activité physique d'après les données de l'ESCC et sur les équations de l'IOM figurent dans l'article compagnon traitant de la sous-déclaration de l'apport énergétique[9].

Chaque participant à l'ESCC a été classé comme ayant fait une déclaration plausible, une sous-déclaration ou une surdéclaration en comparant sa dépense énergétique totale prédite à son apport énergétique déclaré. Les premiers à proposer ce genre d'approche, Goldberg et coll.[15] ont créé un intervalle de confiance pour le niveau d'activité physique (NAP) fondé sur les coefficients de variation (CV) de l'apport énergétique des sujets (CV_{AEm}), l'exactitude de la mesure de leur taux métabolique de base (CV_{Bm}), et la

Tableau 1
Estimation de l'écart-type (E.-T.), selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 12 ans et plus, 2004

Groupe d'âge et sexe	Taille de l'échantillon à deux rappels	CV^2_{AEd}	CV^2_{BEp}	CV^2_{DETm}	E.-T.
Total	**5 581**	**32,6**	**10,6**	**8,2**	**35,3**
12 à 13 ans					
Garçons	298	30,3	5,4	8,2	31,8
Filles	257	28,3	7,4	8,2	30,4
14 à 18 ans					
Garçons	566	33,2	4,8	8,2	34,5
Filles	583	33,6	7,2	8,2	35,4
19 à 30 ans					
Hommes	402	36,0	10,4	8,2	38,3
Femmes	552	35,9	10,5	8,2	38,3
31 à 50 ans					
Hommes	410	31,9	11,0	8,2	34,7
Femmes	512	34,2	10,8	8,2	36,8
51 à 70 ans					
Hommes	434	32,8	11,7	8,2	35,8
Femmes	619	33,3	11,6	8,2	36,2
71 ans et plus					
Hommes	331	28,4	13,3	8,2	32,4
Femmes	617	29,1	13,4	8,2	33,0

Nota : CV^2_{AEd} est la variation intra-individu de l'apport énergétique déclaré. CV^2_{BEp} est la variation intra-individu du besoin énergétique prédit. CV^2_{DETm} est la variation intra-individu de l'erreur de mesure et de la variation d'un jour à l'autre de la dépense énergétique totale (DET).
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

variation totale du niveau d'activité physique (CV_{Pt}). Black[16] a établi un guide pratique pour l'utilisation des bornes et a expliqué les limites de la méthode. McCrory et coll. sont allés plus loin et ont comparé directement la dépense énergétique totale prédite et l'apport énergétique mesuré. Dans une première étude[17], le modèle de la dépense énergétique totale s'appuyait sur une base de données se rapportant à 93 personnes seulement, tandis qu'une deuxième[18] s'appuyait sur les équations de l'IOM, qui ont été établies d'après des renseignements recueillis auprès de plus de 700 personnes. Dans les deux cas, on a supposé que toutes les personnes rentraient dans la catégorie d'activité physique « peu active ». Dans le rapport intitulé *What America Drinks*[19], la méthode de McCrory a été modifiée afin de produire des intervalles plus grands pour les apports plausibles en supposant qu'il existait quatre niveaux distincts d'activité physique pour chaque personne.

Pour les besoins de la présente analyse, les intervalles de McCrory pour les quatre niveaux d'activité physique ont été appliqués aux participants à l'ESCC en fonction de la quantité d'activité déclarée par chacun. Autrement dit, l'intervalle appliqué varie selon que la personne est sédentaire, peu active, active ou très active.

L'intervalle de confiance du ratio de l'apport énergétique mesuré (AEd) aux besoins énergétiques prédits (BEp) a été construit à partir de l'écart-type (E.-T.) défini comme :

$$E.\text{-}T. = \sqrt{CV_{AEd}^2 / d + CV_{BEp}^2 + CV_{DETm}^2}$$

ou CV_{AEd}^2 représente la variation intra-individu de l'apport énergétique, d, le nombre de jours du rappel alimentaire, CV_{BEp}^2, l'erreur de prédiction des besoins énergétiques et CV_{DETm}^2, la variation d'un jour à l'autre et l'erreur de mesure de la dépense énergétique totale déterminée par la méthode de l'eau doublement marquée.

Black et Cole[20] ont estimée CV_{DETm}^2 à 8,2 %, qui est la valeur utilisée dans la présente étude. CV_{AEd}^2 et CV_{BEp}^2 ont été calculés d'après les données de l'ESCC, CV_{AEd}^2 ayant été obtenu à partir des données fournies par les personnes qui ont répondu à deux rappels alimentaires, selon la formule :

$$CV_{AEd}^2 = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} (CV_i^2) / n}$$

où CV_i est le CV calculé pour chaque personne. On a obtenu CV_{BEp}^2 en divisant l'erreur-type moyenne des prédictions individuelles pour un groupe par la prédiction moyenne de la dépense énergétique pour ce groupe.

L'ESCC fournit deux rapports alimentaires pour environ 30 % de l'échantillon, mais seul le premier a servi dans l'analyse qui suit. Par conséquent, d=1, et on utilise pour E.-T. une valeur moyenne de 35 % (tableau 1).

La distribution de l'apport énergétique étant asymétrique, on a utilisé une échelle logarithmique pour construire les intervalles de confiance et on a exponentié les bornes. L'intervalle de confiance du ratio de l'apport énergétique à la dépense énergétique (AE/DE) pour les personnes faisant une déclaration plausible est :

$$AE{:}DE \in [\exp(-\alpha * E.\text{-}T.); \exp(\alpha * E.\text{-}T.)]$$

Un facteur multiplicatif α peut être appliqué à l'écart-type pour construire l'intervalle de confiance. Ici, est appliqué uniquement un facteur multiplicatif de 1.

Les personnes qui ont déclaré un apport énergétique inférieur à 70 % de leur dépense énergétique prédite ont été considérées comme ayant fait une sous-déclaration; celles dont le chiffre était supérieur à 142 % de leur dépense énergétique prédite ont été considérées comme ayant fait une surdéclaration. Les déclarations plausibles sont celles faites par les personnes dont l'apport énergétique variait de 70 % à 142 % de leur dépense

Tableau 2
Pente de la variable de poids dans la modélisation des besoins énergétiques prédits ou de l'apport énergétique pour tous les participants à l'enquête et pour ceux dont la déclaration est plausible, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Groupe d'âge et sexe	Modèle des besoins énergétiques prédits	Modèles de l'apport énergétique	
		Tous les participants	Déclarations plausibles
12 à 13 ans			
Garçons	27,01	2,34*	19,97*
Filles	18,52	-13,13*	6,13*
14 à 18 ans			
Garçons	24,94	-1,43*	20,43*
Filles	17,84	-6,63*	7,97*
19 à 30 ans			
Hommes	16,24	-9,25*	12,58
Femmes	13,88	2,58*	11,14
31 à 50 ans			
Hommes	17,20	4,01*	12,22*
Femmes	13,15	1,23*	9,58
51 à 70 ans			
Hommes	16,16	-1,87*	9,57*
Femmes	13,15	-2,30*	7,19*
71 ans et plus			
Hommes	16,99	5,20*	19,53
Femmes	13,43	-2,82*	9,95*

* valeur significativement différente de l'estimation de la pente pour le modèle de la dépense énergétique prédite (p < 0,05)
Nota : Le ratio de l'apport énergétique (AE) à la dépense énergétique (DE) pour les personnes dont la déclaration est plausible est compris entre 0,70 et 1,42.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

énergétique prédite. La représentativité de cet échantillon de déclarations plausibles a été évaluée en comparant les caractéristiques sociodémographiques des personnes les ayant faites à celles de l'échantillon total.

Techniques d'analyse

Après avoir identifié les personnes ayant fait une déclaration plausible, on a déterminé la sous-déclaration de l'apport d'énergie et de nutriments en divisant les estimations pour les personnes ayant fait une déclaration plausible par celles pour l'ensemble des participants à l'enquête.

On a fait appel à la régression linéaire pour démontrer l'effet de la sous-déclaration sur la relation entre l'apport énergétique déclaré et le poids pour l'ensemble de la population et pour les personnes ayant fait une déclaration plausible. On a recouru à la régression logistique pour déterminer l'effet de la sous-déclaration sur la modélisation des caractéristiques des personnes obèses. Les intervalles de confiance des ratios estimés et des rapports de cotes ont été estimés par la méthode du *bootstrap,* qui tient compte du plan d'enquête complexe de l'ESCC[21-23]. Le seuil de signification a été fixé à $p < 0,05$.

Définitions

Trois types de covariables ont été incluses dans l'étude : les facteurs de risque liés au mode de vie, l'état de santé et les caractéristiques sociodémographiques.

L'*indice de masse corporelle* (IMC) se calcule en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Dans la présente analyse, les catégories d'IMC pour les adultes ont été définies conformément aux lignes directrices de Santé Canada[24] Les personnes dont l'IMC est compris entre 18,5 kg/m^2 et 24,99 kg/m^2 sont considérées comme ayant un poids normal, entre 25 kg/m^2 et 29,99 kg/m^2, comme faisant de l'embonpoint, et supérieur à 30 kg/m^2, comme étant obèses. Pour les adolescents de 12 à 17 ans, nous avons utilisé les catégories définies par Cole et coll.[25].

Quatre niveaux *d'activité physique durant les loisirs* ont été définis : sédentaire, peu actif, actif et très actif.

La *consommation d'alcool* se rapporte aux 12 mois qui ont précédé l'entrevue de l'ESCC.

La *consommation de fruits et légumes* est fondée sur la fréquence habituelle déclarée de consommation et non sur le rappel alimentaire de 24 heures. Elle représente le nombre de fois par jour que des fruits et légumes ont été consommés et non la quantité d'aliments consommés.

Les *fumeurs* sont les personnes qui ont déclaré fumer tous les jours ou à l'occasion.

Les variables associées à l'état de santé sont l'*état de santé autodéclaré*

Tableau 3
Sous-déclaration de certains nutriments, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Moyenne ou pourcentage		Sous-déclaration		
			Différence entre les personnes faisant une déclaration plausible et l'ensemble des participants	Intervalle de confiance de 95 %	
Nutriments	Tous les participants	Déclarations plausibles		de	à
Énergie (kilocalories)	2 173	2 349	8,1	6,6	9,6
Protéines (grammes)	87,6	92,6	5,7	3,9	7,6
% de calories	16,2	15,6	-3,3	-4,5	-2,2
Glucides (grammes)	270	291	8,0	6,4	9,5
% de calories	49,7	49,2	-0,9	-1,6	-0,3
Lipides (grammes)	79,4	86,8	9,3	7,4	11,3
% de calories	31,5	32,4	2,8	2,0	3,7
Lipides monoinsaturés (grammes)	31,9	35,0	9,7	7,5	11,9
% de calories	12,6	13,0	3,7	2,7	4,7
Lipides polyinsaturés (grammes)	14,0	15,3	9,0	6,6	11,4
% de calories	5,6	5,7	2,8	1,4	4,1
Lipides saturés (grammes)	25,9	28,3	9,4	7,3	11,5
% de calories	10,3	10,6	2,7	1,4	3,9
Alcool (grammes)	9,2	10,1	8,8	1,1	16,6
Caféine (milligrammes)	210	211	0,6	-2,8	4,0
Eau (grammes)	2 765	2 833	2,4	1,2	3,7
Cholestérol (milligrammes)	285	301	5,5	3,0	8,0
Fibre alimentaire (grammes)	17,5	18,5	6,1	4,2	8,0
Sucre (grammes)	111	121	9,6	7,8	11,5
Vitamine D (microgrammes)	5,9	6,3	7,3	3,0	11,7
Vitamine C (milligrammes)	131	140	6,9	4,3	9,4
Vitamine B12 (microgrammes)	4,5	4,6	3,3	-1,6	8,2
Vitamine B6 (milligrammes)	1,9	2,0	5,1	3,1	7,2
Vitamine A (microgrammes)	713	759	6,4	2,5	10,4
Niacine (milligrammes)	40,5	42,8	5,6	3,8	7,4
Riboflavine (milligrammes)	2,0	2,1	7,2	5,6	8,8
Thiamine (milligrammes)	1,8	1,9	6,8	4,9	8,8
Équivalent folate alimentaire (microgrammes)	474	510	7,5	5,7	9,2
Acide folique (microgrammes)	128	138	8,3	5,2	11,3
Folate d'origine naturelle (microgrammes)	237	252	6,4	4,6	8,2
Calcium (milligrammes)	907	983	8,3	6,4	10,2
Sodium (milligrammes)	3 222	3 429	6,4	4,7	8,2
Fer (milligrammes)	14,7	15,6	6,1	4,3	8,0
Magnésium (microgrammes)	331	352	6,2	4,7	7,7
Phosphore (milligrammes)	1 387	1 479	6,7	5,0	8,3
Potassium (milligrammes)	3 156	3 331	5,6	4,1	7,1
Zinc (milligrammes)	11,6	12,3	5,7	3,7	7,7

Nota : Le ratio de l'apport énergétique (AE) à la dépense énergétique (DE) pour les personnes dont la déclaration est plausible est compris entre 0,70 et 1,42.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

Tableau 4
Ratio de l'apport énergétique et de la dépense énergétique prédite pour tous les participants et pour les personnes dont la déclaration est plausible, selon la catégorie d'indice de masse corporelle (IMC), le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Tous les participants		Déclarations plausibles	
	Ratio AE/DE	Erreur-type	Ratio AE/DE	Erreur-type
Total	0,904	0,007	0,984	0,005
Catégorie d'indice de masse corporelle				
Poids normal	1,00	0,01	1,01	0,01
Embonpoint	0,87	0,01	0,97	0,01
Obésité	0,79	0,01	0,96	0,01
Groupe d'âge et sexe				
12 à 13 ans				
Garçons	1,01	0,03	1,02	0,01
Filles	0,99	0,03	1,01	0,02
14 à 18 ans				
Garçons	0,98	0,02	0,99	0,01
Filles	0,95	0,02	1,00	0,01
19 à 30 ans				
Hommes	0,96	0,02	0,98	0,01
Femmes	0,87	0,02	0,99	0,01
31 à 50 ans				
Hommes	0,92	0,02	1,00	0,01
Femmes	0,88	0,02	0,97	0,01
51 à 70 ans				
Hommes	0,88	0,02	0,99	0,01
Femmes	0,86	0,01	0,97	0,01
71 ans et plus				
Hommes	0,84	0,02	0,96	0,02
Femmes	0,89	0,02	0,97	0,01

Nota : Le ratio de l'apport énergétique (AE) à la dépense énergétique (DE) pour les personnes dont la déclaration est plausible est compris entre 0,70 et 1,42.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

(excellent, très bon, bon, passable et mauvais) et l'existence d'au moins un *problème de santé chronique.*

Les variables sociodémographiques sont le *sexe* et l'*âge,* basés sur les groupes âge-sexe de l'IOM pour les apports nutritionnels de référence, le *niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage* (études secondaires partielles, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles, diplôme d'études postsecondaires), le *groupe de revenu du ménage* en provenance de toutes les sources et tenant compte de la taille du ménage (inférieur, moyen-inférieur, moyen, moyen-supérieur et supérieur), la *situation d'emploi* la semaine qui a précédé l'entrevue, ainsi que le *statut d'immigrant* et le *statut d'Autochtone*.

Résultats

Un tiers de sous-déclarations

Si on limite une analyse aux données recueillies auprès des personnes faisant une déclaration plausible, le coût risque d'être élevé en ce qui a trait à la taille de l'échantillon. En se fondant sur l'intervalle de confiance de 70 % à 142 % autour du ratio de l'apport énergétique déclaré à la dépense énergétique prédite, on a établi que 9 196 (57 %) des participants à l'ESCC sélectionnés pour l'étude avaient fait une déclaration plausible, 5 388 (33 %) avaient fait une sous-déclaration, et 1 606 (10 %), une surdéclaration.

Les caractéristiques des personnes ayant fait une déclaration plausible ne diffèrent pas significativement de celles de l'ensemble de la population (tableau A en annexe). Cependant, des écarts significatifs entre les personnes ayant fait une déclaration plausible et celles ayant fait une sous-déclaration ou une surdéclaration se dégagent en ce qui concerne l'IMC, l'activité physique, le niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage et la province. Ces écarts persistent dans un modèle de régression logistique (données non présentées).

Association entre l'apport énergétique déclaré et le poids

La relation biologique entre l'apport énergétique et le poids est évidente : pour que le poids se maintienne, il faut que la dépense énergétique à long terme soit égale à l'apport énergétique à long terme. Plus le poids est élevé, plus la dépense énergétique est importante et plus l'apport énergétique doit être grand. Donc, théoriquement, les coefficients de la régression du poids sur les besoins énergétiques estimatifs prédits et du poids sur l'apport énergétique devraient être les mêmes.

Le tableau 2 donne la pente du poids dans le modèle de la *dépense* énergétique totale prédite. Comme cette dernière dépend du poids corporel, en principe, la relation devrait être forte. En fait, cette hypothèse est vérifiée, le R^2 variant de 0,51 à 0,77 (données non présentées).

Le tableau 2 montre aussi la pente du poids dans le modèle de l'*apport* énergétique pour l'ensemble des personnes interrogées et pour celles faisant une déclaration plausible. Pour l'ensemble des personnes, non seulement les pentes sont toutes significativement différentes de celles pour la dépense énergétique totale, mais elles sont en outre négatives pour 7 des 12 groupes âge-sexe, ce qui signifie que plus le poids mesuré est élevé, plus l'apport énergétique déclaré est faible. Dans ces modèles, R^2 n'est jamais supérieur à 0,04 (données non présentées).

En revanche, pour les personnes faisant une déclaration plausible, la pente du poids est toujours positive. Toutes les pentes s'approchent

Tableau 5
Rapports corrigés de cotes reliant l'apport énergétique et certaines caractéristiques à l'obésité chez l'ensemble des participants et chez les personnes ayant fait une déclaration plausible, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Hommes						Femmes					
	Tous les participants			Déclarations plausibles			Tous les participants			Déclarations plausibles		
		Intervalle de confiance de 95 %			Intervalle de confiance de 95 %			Intervalle de confiance de 95 %			Intervalle de confiance de 95 %	
Nutriments	Rapport de cotes corrigé	de	à	Rapport de cotes corrigé	de	à	Rapport de cotes corrigé	de	à	Rapport de cotes corrigé	de	à
Apport énergétique (en centaines de kcal)	0,99	0,98	1,01	1,10*	1,06	1,14	1,00	0,99	1,02	1,16*	1,12	1,20
Activité physique durant les loisirs												
Sédentaire	1,20	0,80	1,79	1,21	0,67	2,19	1,61*	1,17	2,23	2,52*	1,55	4,10
Peu actif(ve)†	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…
Actif(ve)	0,86	0,47	1,58	0,59	0,22	1,63	0,39*	0,22	0,72	0,18*	0,06	0,51
Au moins un problème de santé chronique												
Oui	1,61*	1,19	2,17	1,50	0,97	2,32	1,50*	1,18	1,92	1,38	0,92	2,08
Non†	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…
Niveau de scolarité												
Études secondaires partielles	1,48	0,95	2,30	1,97*	1,09	3,55	1,36	0,99	1,89	1,59	0,96	2,66
Diplôme d'études secondaires	1,05	0,72	1,53	1,42	0,85	2,38	1,36	0,90	2,07	1,22	0,68	2,18
Études postsecondaires partielles	1,14	0,69	1,89	1,48	0,71	3,09	2,32*	1,57	3,42	2,79*	1,48	5,26
Diplôme d'études postsecondaires†	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…
Santé autodéclarée												
Excellente†	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…
Bonne	1,30	0,87	1,94	0,89	0,51	1,56	1,45*	1,02	2,08	2,38*	1,42	4,00
Moyenne	1,99*	1,28	3,08	1,74	0,92	3,30	2,50*	1,73	3,62	3,50*	1,98	6,19
Passable	2,76*	1,61	4,74	2,73*	1,19	6,26	2,77*	1,88	4,07	3,48*	1,85	6,56
Mauvaise	3,39*	1,17	9,78	5,11*	1,38	19,01	2,46*	1,22	4,93	3,23*	1,17	8,89
Immigrant(e)												
Oui	0,55*	0,38	0,81	0,60*	0,36	0,99	0,73	0,51	1,04	0,95	0,55	1,63
Non†	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…
Autochtone												
Oui	1,25	0,57	2,70	1,29	0,44	3,77	1,92*	1,16	3,18	2,08	0,97	4,47
Non†	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…
Revenu du ménage												
Inférieur†	0,52	0,22	1,25	0,48	0,13	1,73	0,84	0,46	1,54	0,37*	0,17	0,79
Moyen-inférieur	0,43*	0,20	0,90	0,39	0,14	1,07	0,88	0,53	1,47	0,86	0,39	1,93
Moyen	0,76	0,48	1,20	0,95	0,51	1,78	1,21	0,84	1,75	1,30	0,74	2,28
Moyen-supérieur	0,90	0,65	1,25	1,03	0,64	1,67	1,04	0,75	1,45	1,05	0,63	1,75
Supérieur†	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…
Groupe d'âge												
18 à 30 ans†	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…	1,00	…	…
31 à 50 ans	1,74*	1,23	2,45	2,56*	1,52	4,31	1,72*	1,23	2,39	2,14*	1,21	3,78
51 à 70 ans	1,95*	1,34	2,84	3,22*	1,91	5,42	2,15*	1,52	3,05	3,11*	1,64	5,88
71 ans et plus	0,85	0,52	1,39	1,66	0,78	3,52	1,19	0,80	1,77	2,17*	1,10	4,26

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
… n'ayant pas lieu de figurer
Nota : Également corrigé pour tenir compte de la consommation d'alcool au cours des 12 derniers mois, de la consommation quotidienne de fruits et légumes, de la province et de la situation d'usage du tabac. La catégorie Données manquantes est incluse pour le niveau de scolarité et le revenu du ménage, ainsi que la catégorie Très actif(ve) pour l'activité physique, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés. Le ratio de l'apport énergétique (AE) à la dépense énergétique (DE) pour les personnes dont la déclaration est plausible est compris entre 0,70 et 1,42.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

davantage de la relation biologique théorique (selon laquelle plus le poids est élevé, plus l'apport énergétique est important) et aucun écart significatif ne se dégage du modèle de la dépense énergétique pour 4 des 12 groupes âge-sexe. Par conséquent, si l'on se fonde sur les personnes faisant une déclaration plausible, la qualité du modèle de l'apport énergétique s'améliore, le R^2 variant de 0,02 à 0,24 (données non présentées).

Effet sur la déclaration de l'apport de nutriments

La comparaison de la consommation déclarée moyenne d'un nutriment calculée pour l'ensemble des personnes interrogées à celle calculée pour les personnes faisant une déclaration plausible permet d'estimer la mesure dans laquelle la consommation du nutriment est sous-déclarée (tableau 3). Par exemple, si on compare l'apport calorique déclaré par toutes les personnes interrogées à celui déclaré par celles ayant fait une déclaration plausible, on obtient un taux moyen de sous-déclaration de l'apport énergétique de 8,1 %, qui est proche des 9,6 % estimés dans l'article compagnon[9]. La sous-déclaration de la consommation de lipides et de glucides s'établit à 9,3 % et à 9,6 %, respectivement. La consommation de calcium (8,3 %) et celle d'alcool (8,8 %) sont également sous-déclarées. (Une valeur négative indique que l'apport du nutriment est surdéclaré par l'ensemble de la population.)

Le ratio de l'apport énergétique déclaré à la dépense énergétique prédite (AE/DE) est plus élevé pour les personnes faisant une déclaration plausible (0,98) que pour l'ensemble des personnes interrogées (0,90) (tableau 4). Quels que soient l'âge et le sexe, le ratio pour les personnes faisant une déclaration plausible est plus élevé, variant de 0,96 à 1,02, comparativement à un intervalle de 0,84 à 1,01 pour l'ensemble de la population. Même chez les personnes obèses, qui ont tendance à sous-déclarer leur apport énergétique, le ratio est de 0,96 pour celles considérées comme ayant fait une déclaration plausible, comparativement à 0,79 pour l'ensemble des participants.

Effet sur la modélisation de l'obésité

La sous-déclaration importante de la consommation d'aliments et de boissons dans le cadre de l'ESCC a des incidences sur l'analyse des données. Ainsi, la relation entre l'apport énergétique (calories consommées) et l'obésité chez les personnes de 18 ans et plus varie selon que les résultats sont fondés sur l'ensemble des participants à l'enquête ou sur ceux ayant fait une déclaration plausible. Si on considère l'ensemble des participants à l'enquête, aucune association significative ne se dégage entre la consommation de calories et l'obésité (tableau 5). Par contre, si on limite l'analyse aux personnes ayant fait une déclaration plausible, une association positive et significative entre l'obésité et les calories consommées s'observe chez les deux sexes.

Discussion

La principale force de la présente étude tient à la grande taille de l'échantillon. Même si on exclue les personnes faisant une sous-déclaration ou une surdéclaration, le nombre de personnes dont la déclaration est plausible est suffisamment grand et représentatif pour permettre une analyse détaillée. En outre, grâce à l'existence de données mesurées sur la taille et le poids, on évite de devoir tenir compte du biais de non-réponse associé à l'autodéclaration de ces variables. Enfin, une variable d'activité physique a été ajoutée et plusieurs niveaux d'activité considérés pour prédire les besoins énergétiques.

On aurait pu supposer, comme l'ont fait McCrory et coll.[17], ainsi que Huang et coll.[18], que tous les participants à l'enquête étaient « peu actifs ». Ainsi, on aurait obtenu un échantillon un peu plus petit de personnes dont la déclaration est plausible (56 %), mais 96 % des participants à l'ESCC resteraient classés dans la même catégorie (sous-déclaration, surdéclaration ou déclaration plausible) que dans la présente étude. La différence tient au degré de représentativité de l'échantillon, qui serait un peu plus faible si on n'avait utilisé qu'un seul niveau d'activité physique.

Il aurait également été possible d'estimer l'activité physique en employant la méthode décrite dans *What America Drinks*[19], dans laquelle la borne inférieure de l'intervalle de confiance est déterminée en émettant l'hypothèse d'un niveau d'activité sédentaire et la limite supérieure de l'intervalle, en supposant que le niveau d'activité physique est très actif. Selon cette méthode, une proportion beaucoup plus importante de l'échantillon de l'ESCC (74 %) serait considérée comme constituée de personnes dont la déclaration est plausible et elle comprendrait chaque personne de ce type identifiée dans le cadre de la présente étude. Par contre, cette méthode corrige moins bien la distorsion de la relation biologique entre l'apport énergétique et le poids corporel et, dans le modèle logistique, la relation entre l'apport énergétique et l'obésité est plus faible.

Une autre option est celle des seuils de Goldberg pour le niveau d'activité physique (NAP) établis à l'aide du ratio entre l'apport énergétique et les taux métaboliques de base prédits d'après les équations de Schofield[26]. L'utilisation du même écart-type, avec un NAP comparatif de base de 1,55 et un facteur multiplicatif de 1, produit un échantillon un peu plus petit de personnes dont la déclaration est plausible (54 %) que celui obtenu dans la présente étude. Bien que la répartition des participants à l'enquête entre les catégories de sous-déclaration, surdéclaration et déclaration plausible soit la même pour 90 % de l'échantillon, la représentativité du groupe de personnes dont la déclaration est plausible n'est pas aussi bonne.

Dans la présente étude, on a exponentié les intervalles de confiance, tandis que McCrory et coll.[17] et Huang et coll.[18] ont utilisé un intervalle de confiance de ±35 %. L'application de ce dernier aux données de l'ESCC déplacerait l'intervalle de confiance de telle sorte que le nombre de sous-déclarations augmenterait et celui de surdéclarations diminuerait, quoique 92 % des participants à l'enquête seraient classés dans la même catégorie que dans la présente étude. La différence concerne la correction du ratio de l'apport énergétique à la dépense énergétique (AE/DE). Au lieu de porter le ratio AE/DE calculé pour les déclarations plausibles à 0,98, comme cela est le cas si on utilise l'échelle logarithmique, un intervalle de confiance symétrique produit un ratio AE/DE moyen de 0,94.

Huang et coll.[18] ont utilisé pour ainsi dire la même méthode que celle suivie ici pour identifier les personnes ayant fait une déclaration plausible dans la Continuing Survey of Food Intakes by Individuals (CSFII) réalisée de 1994 à 1996. Ils se sont servis pour cela d'un intervalle de confiance optimal de ±30,8 % correspondant à 1,4 fois l'écart-type (E.-T.). McCrory et coll.[17] se sont servis d'équations prédictives un peu différentes, mais leur intervalle de confiance de ±1 E.-T. correspond à ± 30 %. Dans les deux cas, l'intervalle de confiance est comparable à celui obtenu dans la présente analyse. La différence tient au fait que le CV des apports énergétiques est plus faible dans le cas de la CSFII que dans celui de la population canadienne.

Limites

Une limite importante de la présente étude est que la prédiction des besoins énergétiques est fondée sur un modèle construit par l'Institute of Medicine en utilisant un échantillon d'environ 700 personnes de divers âges et niveaux d'activité physique, et que les personnes très actives et certains âges sont sous-représentés dans cet échantillon.

Le niveau d'activité physique mesuré dans l'ESCC est autodéclaré. En outre, il ne se rapporte qu'aux loisirs; l'activité physique au travail et liée au transport n'est pas incluse.

Enfin, le fait d'écarter d'une analyse les personnes qui font une sous-déclaration ou une surdéclaration entraîne l'exclusion de certaines personnes faisant une déclaration plausible qui ont tout simplement bu et mangé beaucoup plus ou beaucoup moins que d'habitude le jour du rappel alimentaire. Malgré cela, si l'on s'en tient à leurs caractéristiques sociodémographiques, les personnes identifiées comme ayant fait une déclaration plausible sont représentatives de l'ensemble de la population.

Conclusion

Il est essentiel de tenir compte de la sous-déclaration dans les analyses des données provenant d'enquêtes sur la nutrition, surtout si l'on étudie la relation entre le régime alimentaire et des variables fortement corrélées à la sous-déclaration, comme l'indice de masse corporelle. La présente étude montre qu'un peu plus de la moitié des participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes ont déclaré une consommation « plausible » d'aliments et de boissons, compte tenu de leur taille, leur poids et leur niveau d'activité physique. Un bon tiers de ces personnes ont fait une « sous-déclaration », en ce sens que les quantités qu'elles ont déclaré avoir bues et mangées ne leur permettraient pas de maintenir leur poids mesuré. La sous-déclaration est particulièrement fréquente chez les personnes obèses et, par conséquent, elle a tendance à fausser les analyses de la relation entre l'apport énergétique et l'obésité.

La présente étude confirme les résultats d'autres chercheurs, particulièrement McCrory et coll.[17] et Huang et coll.[18], en ce qui concerne l'effet de la sous-déclaration sur la relation biologique entre l'apport énergétique et le poids, ainsi que sur les modèles ayant trait à l'indice de masse corporelle. En outre, étant donné la grande taille de l'échantillon de l'ESCC, ces résultats peuvent être confirmés pour des groupes âge-sexe particuliers.

L'étude valide aussi les résultats présentés dans l'article compagnon sur la sous-déclaration[9]. Les caractéristiques des personnes faisant une sous-déclaration, comparativement à celles dont la déclaration est plausible sont essentiellement les mêmes que celles dégagées suivant l'autre méthode. La sous-déclaration moyenne de l'apport énergétique est un peu plus faible dans la présente analyse, mais néanmoins en harmonie avec les résultats de l'autre article.

La méthode employée dans la présente étude possède de nombreuses applications. Elle peut être utilisée pour analyser les modèles se rapportant à l'indice de masse corporelle et pour estimer le niveau de sous-déclaration des nutriments, de certains aliments et de groupes d'aliments. Les résultats obtenus indiquent que certains aliments sont particulièrement susceptibles d'être sous-déclarés. Des études pourraient être entreprises dans l'avenir pour mieux préciser quels sont les aliments dont la consommation est sous-déclarée, ainsi que les circonstances dans lesquelles les aliments consommés peuvent ne pas être déclarés. ■

Références

1. R.K. Johnson, R.P. Soultanakis et D.E. Matthews, « Literacy and body fatness are associated with underreporting of energy intake in US low income women using the multiple-pass 24-hour recall, a doubly labelled water study », *Journal of the American Dietetic Association*, 98(10), 1998, p. 1136-1140.
2. S. Jonnalagadda, D.C. Mitchell, H. Smiciklas-Wright *et al.*, « Accuracy of energy intake data estimated by a multi-pass 24-hour dietary recall technique », *Journal of the American Dietetic Association,* 100(3), 2000, p. 303-308.
3. G. Johansson, A. Wikman, A.M. Ahren *et al.*, « Under-reporting of energy intake in repeated 24-hour recalls related to gender, age, weight status, day of interview, educational level, reported food intake, smoking habits and area of living », *Public Health Nutrition,* 4(4), 2001, p. 919-927.
4. C. Pikholz, B. Swinburn et P. Metcalf, « Under-reporting of energy intake in the 1997 National Nutrition Survey », *Journal of the New Zealand Medical Association*, 117(1202), 2004, p. 1-11.
5. J.A. Tooze, A.F. Subar, F.E. Thompson *et al.*, « Psychosocial predictors of energy under-reporting in a large doubly labeled water study », *American Journal of Clinical Nutrition*, 79, 2004, p. 795-804.
6. B.E. Livingstone et A.E. Black, « Markers of the validity of reported energy intake », *Journal of Nutrition*, 133, 2003, p. 895S-920S.
7. A.J. Moshfegh, L. Borrud, B. Perloff *et al.*, « Improved method for the 24-hour dietary recall for use in national surveys », *The FASEB Journal: Official Publication of the Federation of American Societies for Experimental Biology*, 13, 1999, p. A603 (abstract).
8. A.J. Moshfegh, N. Raper, L. Ingwersen *et al.*, « An improved approach to 24-hour dietary recall methodology », *Annals of Nutrition and Metabolism*, 45(Supplement), 2001, p.156 (abstract).
9. D. Garriguet, « Sous-déclaration de l'apport énergétique dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes », *Rapports sur la santé,* 19(4), 2008, p. 49-58 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
10. 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*, *August 2005*, Minneapolis, American Statistical Association, 2005.
11. Santé Canada, *Fichier canadien sur les éléments nutritifs, version 2005*, disponible à l'adresse : http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/nutrition/fiche-nutridata/index_f.html.
12. M. Tjepkema, « Obésité chez les adultes », *Rapports sur la santé,* 17(3), 2006, p. 9-25 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
13. M. Shields, « L'embonpoint et l'obésité chez les enfants et les adolescents », *Rapports sur la santé*, 17(3), 2006, p. 27-43 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
14. Institute of Medicine, *Dietary Reference Intakes for Energy, Carbohydrate, Fiber, Fat, Fatty Acids, Cholesterol, Protein and Amino Acids,* Washington DC, The National Academies Press, 2005.
15. G.R. Goldberg, A.E. Black, S.A. Jebb *et al.*, « Critical evaluation of energy intake data using fundamental principles of energy physiology. 1. Derivation of cut-off values to identify under-recording », *European Journal of Clinical Nutrition*, 45, 1991, p. 569-581.
16. A.E. Black, « Critical evaluation of energy intake using the Goldberg cut-off for energy intake: basal metabolic rate. A practical guide to its calculation, use and limitations », *International Journal of Obesity*, 24, 2000, p. 1119-1130.
17. M.A. McCrory, C.L. Hajduk et S.B. Roberts, « Procedures for screening out inaccurate reports of dietary energy intake », *Public Health Nutrition*, 5, 2002, p. 873-882.
18. T.T. Huang, S.B. Roberts, N.C. Howarth et M.A. McCrory, « Effect of screening out implausible energy intake reports on relationships between diet and BMI », *Obesity Research*, 13(7), 2005, p. 1205-1217.
19. ENVIRON International Corporation, *What America Drinks*, disponible à l'adresse : http://www.thinkaboutyourdrink.com/pdf/What_America_Drinks_report.pdf.
20. A.E. Black et T.J. Cole, « Within- and between-subject variation in energy expenditure measured by doubly labelled water: implications for assessing the validity of reported dietary energy intake », *European Journal of Clinical Nutrition*, 54, 2000, p. 386-394.
21. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête,* 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, nº 12-001 au catalogue).
22. 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.
23. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section,* Baltimore, Maryland, août 1999.
24. Santé Canada, *Lignes directrices pour la classification du poids chez les adultes*, (n° H49-179/2003F au catalogue) Ottawa, Santé Canada, 2003.
25. 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.
26. FAO/OMS/UNU, *Besoins énergétiques et besoins en protéines, Rapport d'une consultation conjointe d'experts FAO/OMS/UNU*, Série de Rapports techniques nº 724, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1985.

Annexe

Tableau A
Certaines caractéristiques sociodémographiques des personnes ayant fait une déclaration plausible, une sous-déclaration ou une surdéclaration, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Caractéristiques	Tous les participants	Déclarations plausibles	Sous-déclarations	Sur-déclarations
Âge moyen (années)	42,9	42,6	44,5*	39,6*
			%	
Sexe (féminin)	49,5	49,6	50,6	44,8
Catégorie d'indice de masse corporelle				
Poids normal	42,3	44,8	31,9*	61,4*
Embonpoint	35,3	35,1	37,8	29,0*
Obésité	22,4	20,1	30,3*	9,6*
Activité physique durant les loisirs				
Sédentaire	18,4	18,5	16,1	24,9*
Peu actif(ve)	74,5	75,2	75,0	69,5*
Actif(ve)	6,6	5,9	8,2*	5,4[E]
Très actif(ve)	0,5	0,5[E]	0,7[E]	F
Niveau de scolarité				
Études secondaires partielles	9,8	9,1	11,1*	10,0
Diplôme d'études secondaires	10,5	9,8	12,8*	7,6
Études postsecondaires partielles	7,2	7,1	8,0	5,3
Diplôme d'études postsecondaires	70,3	71,8	66,1*	75,2
Consommation quotidienne de fruits et légumes				
Moins de 5 portions	68,0	67,2	70,8*	63,4
De 5 à 10 portions	30,4	31,3	27,6*	34,4
Plus de 10 portions	1,3	1,0[E]	1,4[E]	F
Revenu du ménage				
Inférieur	2,6	2,1	3,3*	2,7
Moyen-inférieur	5,6	5,4	6,2	4,8
Moyen	19,3	19,0	20,3	17,3
Moyen-supérieur	33,1	33,3	31,5	37,4
Supérieur	30,4	31,4	29,6	27,3
Province				
Terre-Neuve-et-Labrador	1,7	1,7	1,9	1,3[E]
Île-du-Prince-Édouard	0,4	0,4	0,5*	0,3[E]
Nouvelle-Écosse	3,0	3,2	2,9	2,1*[E]
Nouveau-Brunswick	2,4	2,5	2,5	1,7*
Québec	24,0	25,8	18,3*	32,2*
Ontario	39,0	37,5	43,6*	32,0*
Manitoba	3,5	3,3	4,0*	2,9
Saskatchewan	2,9	2,8	3,3	2,5[E]
Alberta	9,8	9,2	10,8*	9,4
Colombie-Britannique	13,3	13,5	12,2	15,6

* valeur significativement différente de l'estimation pour les personnes dont la déclaration est plausible ($p < 0,05$)
... n'ayant pas lieu de figurer
[E] à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %)
F trop peu fiable pour être publié (coefficient de variation de plus de 33,3 %)
Nota : Le ratio de l'apport énergétique (AE) à la dépense énergétique (DE) pour les personnes dont la déclaration est plausible est compris entre 0,70 et 1,42.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004.

La courbe concentration-couverture : un outil pour les études écologiques

par Philippe Finès

Résumé

Contexte
Une approche sélective peut être utilisée dans une étude écologique lorsqu'on cherche à sélectionner un sous-ensemble d'unités d'analyse (UA) et à tirer des conclusions au sujet d'une population d'intérêt (PI) uniquement d'après ces UA. Les résultats pour la PI seront fiables si cette population est concentrée dans les UA sélectionnées et rares dans les autres. Cet article décrit un outil graphique permettant de déterminer si ces conditions sont satisfaites.

Données et méthodes
Des données sur les populations d'origine inuite et métisse tirées du Recensement de la population du Canada de 1996 sont utilisées à titre d'illustration. À partir d'un tableau des statistiques de classification, il est possible de créer une courbe concentration-couverture pour une PI donnée. La forme de la courbe indique s'il est possible de choisir un seuil tel que la concentration et la couverture de la PI seront toutes deux adéquates.

Résultats
La courbe concentration-couverture montre que, parmi les peuples autochtones vivant dans les régions rurales, la population inuite est classable, mais non la population métisse.

Interprétation
Cette méthode peut être appliquée à toute étude écologique dont le but est de déterminer la proportion d'individus ayant en commun une caractéristique unique définie par une variable binaire.

Mots-clés
Classification, démographie, études écologiques, répartition de la population.

Auteur
Philippe Finès (613-951-3896; Philippe.Fines@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'information et de la recherche sur la santé, à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Dans les études écologiques, les sujets sont regroupés en unités d'analyse (UA) au lieu d'être considérés séparément. Les résultats peuvent alors être exprimés en termes de proportions d'individus qui sont membres d'une population d'intérêt (PI) dans ces UA. Une approche sélective est utilisée quand on cherche à choisir un sous-ensemble d'UA et à tirer des conclusions au sujet d'une PI en se fondant uniquement sur ces UA. Si les UA sélectionnées ne contiennent que des individus appartenant à la PI, et si les individus formant la PI ne sont présents que dans ces UA, l'approche sélective est de toute évidence valide, dans la mesure où elle produit des résultats d'après lesquels il est possible de tirer des conclusions au sujet de la PI.

Toutefois, dans la plupart des cas, il n'est pas facile de déterminer si l'approche sélective est valide, et il est important de savoir si les UA sélectionnées représentent adéquatement la PI, c'est-à-dire si la PI est fortement concentrée dans ces UA et rare dans celles qui n'ont pas été sélectionnées. Nous proposons dans le présent article une méthode permettant de déterminer si ces conditions sont satisfaites.

Nous décrivons en détail la méthode proposée et illustrons comment elle s'applique aux études des peuples autochtones au Canada, en particulier les Inuits et les Métis vivant dans les régions rurales. Nous la comparons ensuite à des méthodes de classification apparentées et discutons d'autres considérations.

Définitions

Dans les situations où les UA sélectionnées sont connues,

- la « proportion » (pour une UA donnée) est définie par le nombre d'individus de la PI divisé par le nombre total d'individus;
- la « concentration » est le nombre d'individus de la PI divisé par le nombre total d'individus dans les UA sélectionnées;
- la « couverture » est le nombre d'individus de la PI dans les UA sélectionnées divisé par le nombre total d'individus de la PI.

Partant de ces concepts, nous dirons qu'une PI est « classable » (et par conséquent, que l'approche sélective est valide) si nous pouvons choisir un seuil α (compris entre 0 et 1) tel que, en sélectionnant uniquement les UA dans lesquelles la PI représente une proportion au moins égale à α, nous obtenons une concentration ainsi qu'une couverture élevées de la PI. À titre d'illustration, nous considérons comme PI deux groupes autochtones, à savoir les Inuits et les Métis, et comme UA, les secteurs de dénombrement (SD) du recensement.

Étapes préliminaires

La méthode que nous appliquons pour déterminer si une PI est classable est basée sur la liste complète des UA, triées par ordre croissant de la proportion de leur population constituée d'individus de la PI. Chaque ligne de la liste correspond à une UA et indique le nombre d'individus de la PI dans l'UA, la population totale de l'UA et la proportion du total qui sont des individus de la PI. (Comme il existe 42 926 secteurs de dénombrement au Canada, il n'est pas possible d'inclure la liste complète dans le présent article, mais elle peut être obtenue sur demande auprès de l'auteur.) La procédure est la suivante :

- Choisissons une ligne, i, de la liste.
- Additionnons les nombres d'individus de la PI à partir de la ligne i jusqu'au bas de la liste, puis divisons cette somme par le nombre total d'individus de la PI. Nous obtenons ainsi la *couverture* de la PI donnée par toutes les UA dans lesquelles la proportion de la PI est au moins égale à celle figurant à la ligne i.
- Divisons le même numérateur (le nombre d'individus de la PI de la ligne i jusqu'au bas de la liste) par le nombre total d'individus dans les UA de la ligne i jusqu'au bas de la liste. Nous obtenons ainsi la *concentration*, déterminée par toutes les UA dans lesquelles la proportion de la PI est au moins égale à celle de la ligne i.

Tableau 1
Statistiques de classification†, population d'origine inuite

Seuil α	Nombre de secteurs de dénombrement (SD) sélectionnés (SD où la proportion d'individus de la population d'intérêt est $\geq\alpha$)	Nombre total d'individus dans les SD sélectionnés	Nombre d'individus dans les SD sélectionnés qui font partie de la population d'intérêt	Proportion d'individus dans les SD sélectionnés qui font partie de la population d'intérêt = Concentration	Nombre total d'individus dans les SD sélectionnés qui font partie de la population complémentaire	Proportion d'individus dans les SD sélectionnés qui font partie de la population complémentaire	Couverture = Sensibilité	Spécificité	Complément de la spécificité
(1)	(2)	(3)	(4) = A	(5) = (4)/(3)	(6) = (3)-(4) = B	(7) = (6)/(3)	(8)= A/(A+C)	(9)=B/(B+D)	(10)=D/(B+D)
0,00	42 926	28 454 565=N	39 845 = A+C	0,00140	28 414 720=B+D	0,99860	1,00000	0,00000	1,00000
0,05	91	54 265	35 085	0,64655	19 180	0,35345	0,88054	0,99932	0,00068
0,10	75	48 230	34 665	0,71874	13 565	0,28126	0,87000	0,99952	0,00048
0,15	68	45 135	34 300	0,75994	10 835	0,24006	0,86084	0,99962	0,00038
0,20	65	42 885	33 875	0,78990	9 010	0,21010	0,85017	0,99968	0,00032
0,25	64	41 605	33 570	0,80687	8 035	0,19313	0,84251	0,99972	0,00028
0,30	63	40 715	33 335	0,81874	7 380	0,18126	0,83662	0,99974	0,00026
0,35	62	40 145	33 140	0,82551	7 005	0,17449	0,83172	0,99975	0,00025
0,40	61	39 920	33 055	0,82803	6 865	0,17197	0,82959	0,99976	0,00024
0,45	58	37 840	32 170	0,85016	5 670	0,14984	0,80738	0,99980	0,00020
0,50	56	37 005	31 775	0,85867	5 230	0,14133	0,79747	0,99982	0,00018
0,55	56	37 005	31 775	0,85867	5 230	0,14133	0,79747	0,99982	0,00018
0,60	54	35 990	31 200	0,86691	4 790	0,13309	0,78303	0,99983	0,00017
0,65	51	33 750	29 790	0,88267	3 960	0,11733	0,74765	0,99986	0,00014
0,70	50	33 380	29 540	0,88496	3 840	0,11504	0,74137	0,99986	0,00014
0,75	46	27 975	25 585	0,91457	2 390	0,08543	0,64211	0,99992	0,00008
0,80	43	26 555	24 480	0,92186	2 075	0,07814	0,61438	0,99993	0,00007
0,85	43	26 555	24 480	0,92186	2 075	0,07814	0,61438	0,99993	0,00007
0,90	35	21 600	20 110	0,93102	1 490	0,06898	0,50471	0,99995	0,00005
0,95	4	1 275	1 220	0,95686	55	0,04314	0,03062	1,00000	0,00000
1,00	0	0	0	...	0	...	0,00000	1,00000	0,00000

† Les nombres compris entre 0 et 1 sont exprimés avec cinq décimales.
... n'ayant pas lieu de figurer
Nota : Les lettres correspondent aux cellules de la matrice de classification (tableau 2).
Source : Recensement du Canada de 1996.

- Considérons une autre ligne, j, de la liste tel que la proportion de la PI y soit plus élevée qu'à la ligne i (autrement dit, la ligne j se trouve plus bas dans la liste). Par construction, la *couverture* est plus faible dans la ligne j que dans la ligne i, mais la *concentration* y est plus élevée.

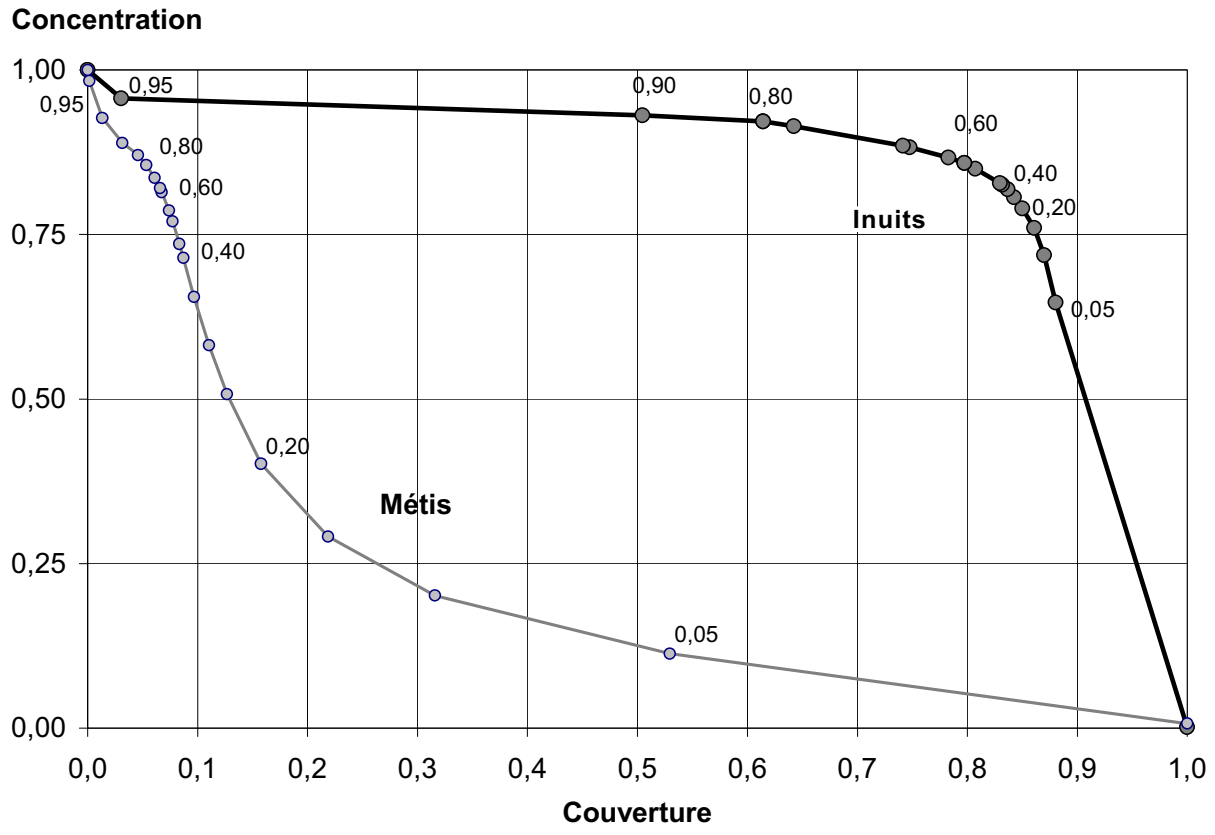
Tableau des statistiques de classification

Partant de la liste des UA, nous pouvons produire le tableau des statistiques de classification. Ce tableau (présenté pour la population inuite au tableau 1) est tiré de la liste des UA (dont seules les proportions qui sont des multiples de 0,05 sont présentées). Les lignes correspondent aux seuils 0,00, 0,05, 0,10, ..., 1,00. (Nous incluons la ligne pour le seuil 0,00 par souci de complétude, mais il ne s'agit pas d'une valeur de seuil utilisable.) Les colonnes (1) à (5) contiennent, respectivement, le seuil α, le nombre d'UA sélectionnées (c.-à-d., le nombre d'UA dont la proportion de la PI est au moins égale au seuil), le nombre total d'individus dans les UA sélectionnées, le nombre d'individus de la PI dans les UA sélectionnées et la concentration de la PI dans les UA sélectionnées. Les colonnes (6) et (7) concernent la population complémentaire et la colonne (8) donne la couverture de la PI. Nous examinerons plus loin les colonnes (9) et (10), de même qu'une autre interprétation de la colonne (8); nous donnerons aussi une explication des lettres A, B, C, D et N.

À mesure que le seuil augmente, le nombre d'UA sélectionnées diminue. Par exemple, si nous fixons le seuil à 25 %, nous sélectionnerons l'ensemble des UA dans lesquelles la PI représente au moins 25 % de la population. L'utilisation d'un seuil plus élevé serait plus sélective : en effet, un sous-ensemble plus petit d'UA (qui sont toutes incluses dans le sous-ensemble précédent) serait alors sélectionné. Ce nouveau sous-ensemble contient un moins grand nombre d'individus appartenant à la PI, mais aussi un moins grand nombre d'individus qui n'en font pas partie.

Nous pouvons résumer ce raisonnement ainsi : si nous parcourons de haut en bas les lignes du tableau des statistiques de classification, le seuil augmente, ce qui réduit la couverture (en partant d'un maximum

Figure 1
Courbe concentration-couverture, populations inuite et métisse vivant dans les régions rurales, 1996



Nota : Les points sur les courbes indiquent les valeurs de seuil (α).
Source : Recensement du Canada de 1996.
.

de 1) et accroît la concentration (jusqu'à une valeur inférieure ou égale à 1). Par conséquent, si le seuil est trop élevé, la couverture de la PI pourrait être insuffisante; s'il est trop faible, un grand nombre d'individus qui ne font pas partie de la PI pourraient être inclus, ce qui réduirait alors la concentration.

Construction et interprétation de la courbe concentration-couverture

Pour qu'une PI soit classable, il doit être possible de choisir un seuil tel que la concentration et la couverture de cette PI soient toutes deux adéquates. Pour déterminer si ces critères sont satisfaits pour une PI donnée, nous représentons graphiquement la concentration en fonction de la couverture, ce qui nous donne la courbe concentration-couverture (courbe CC).

Les courbes CC pour les populations inuite et métisse sont présentées à la figure 1. Sur chaque courbe, chaque point représente une ligne particulière du tableau des statistiques de classification. Par souci de clarté, la valeur du seuil est indiquée pour certains points des courbes. (Le tableau des statistiques de classification pour la population des Métis n'est pas présenté dans l'article, mais peut être obtenu sur demande auprès de l'auteur.) Sur la courbe CC de la population inuite, pour deux paires de seuils (α = 0,50, 0,55 et α = 0,80, 0,85), le nombre de SD est le même pour les deux seuils, si bien que, dans chaque cas, les deux points de la paire ont la même couverture (0,80 et 0,61).

La partie supérieure gauche de la courbe CC de la population inuite s'étend presque horizontalement sur plus de la moitié de la longueur de l'axe des abscisses. Cette partie de la courbe représente les SD pour lesquels la concentration et la couverture sont élevées. Par conséquent, la forme de la courbe indique que la sélection de ces SD est suffisante pour obtenir une bonne classification de la population inuite. Par exemple, si l'on veut obtenir une couverture de 50 %, il suffit de ne retenir que les SD dont la concentration est supérieure à environ 93 %; au tableau 1 et à la figure 1, ces SD sont ceux dans lesquels la proportion de la PI (c.-à-d. la population inuite) est supérieure ou égale à un seuil de 0,90. L'utilisation d'un seuil plus faible n'est pas nécessaire. (Pour une couverture de 75 %, on retiendra les SD donnant une concentration de 87 %, ce qui correspond à un seuil de 0,60.) Donc, selon les critères indiqués, la population inuite est une PI classable. Par exemple, le seuil utilisé par Wilkins et coll.[1] dans leur analyse de l'espérance de vie dans les régions habitées par les Inuits était de 33 %, ce qui a produit une concentration ainsi qu'une couverture d'environ 80 %.

Dans le cas des Métis, la situation est fort différente. Contrairement à la courbe obtenue pour la population inuite, la courbe CC de la population métisse a une forte pente à la gauche du graphique, puis s'aplatit par la suite (figure 1). La forme de la courbe indique qu'il est impossible de trouver un seuil produisant à la fois une forte couverture et une forte concentration de la population métisse : pour obtenir une couverture de 50 %, il faut que la concentration soit assez faible, soit 11 % (ce qui correspond à un seuil de 0,05); par ailleurs, pour une concentration d'environ 40 %, la couverture serait à peine de 16 % (avec un seuil de 0,20). Par conséquent, contrairement à la population inuite, celle des Métis ne constitue pas une PI classable, même si elle est nettement plus nombreuse (199 235 contre 39 845).

Tableau 2
Matrice de classification

	Individus appartenant à la population d'intérêt	Individus n'appartenant pas à la population d'intérêt	Total
Résidents des unités d'analyse sélectionnées	A (« vrais positifs »)	B (« faux positifs »)	A+B
Résidents des unités d'analyse non sélectionnées	C (« faux négatifs »)	D (« vrais négatifs »)	C+D
Total	A+C	B+D	N

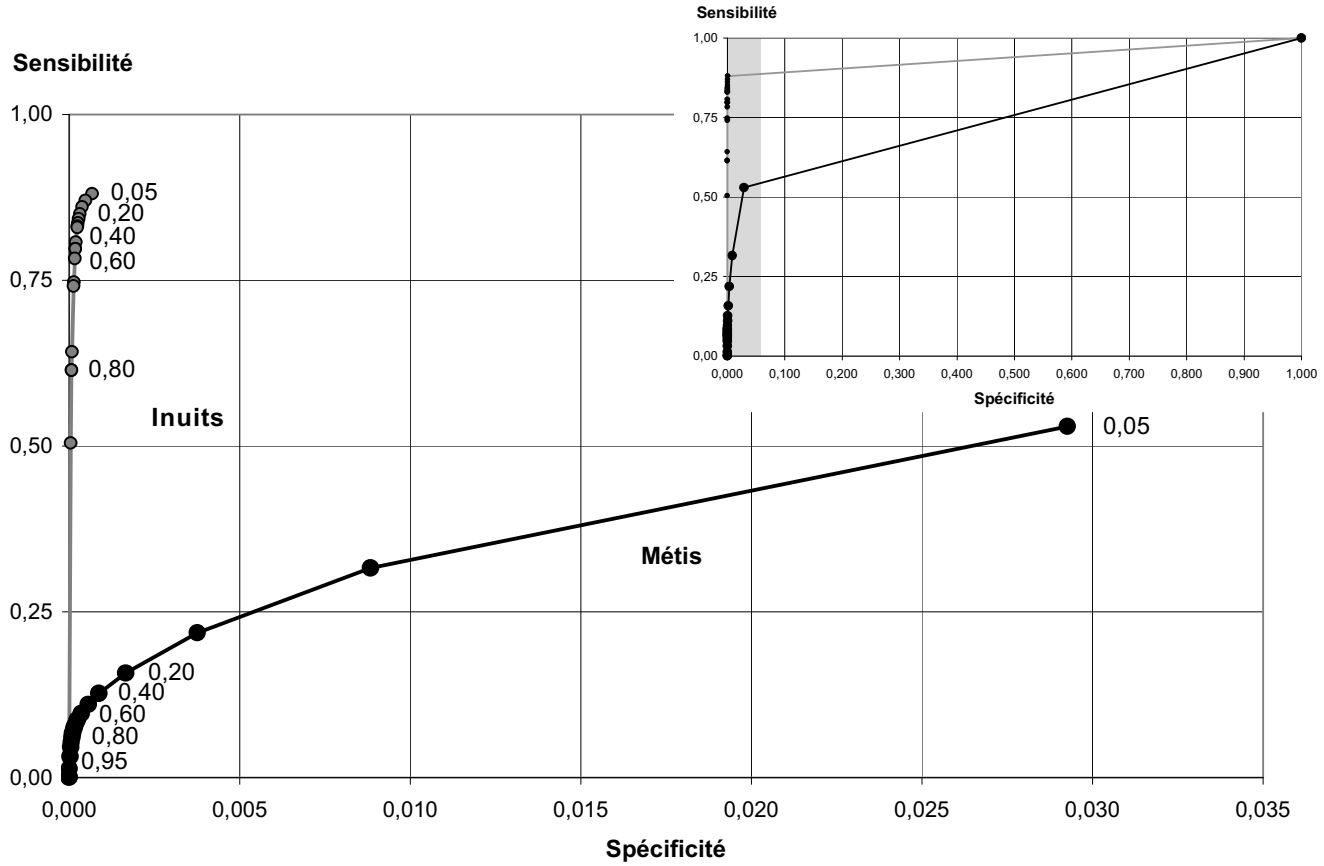
Matrice de classification

Le tableau 1 montre que, quand le seuil augmente, le nombre d'UA sélectionnées diminue et le contenu des colonnes 3 (population totale dans les UA sélectionnées), 4 (nombre d'individus de la PI dans les UA sélectionnées) et 6 (nombre d'individus dans les UA sélectionnées qui n'appartiennent pas à la PI) diminue. Parallèlement, la proportion moyenne d'individus de la PI dans les UA augmente.

Nous pouvons expliquer ces résultats à l'aide des concepts de la théorie de la classification. Notre classification comporte deux variables binaires, les UA sélectionnées ou non sélectionnées, d'une part, et les individus qui sont membres de la PI ou qui ne le sont pas (population complémentaire), d'autre part. Nous pouvons utiliser une matrice de classification pour illustrer ces variables (tableau 2). Les N individus de la population canadienne sont répartis entre les quatre cellules de la matrice de la façon suivante :

- la cellule A contient les individus qui sont membres de la PI et qui vivent dans une UA sélectionnée, soit les « vrais positifs »;
- la cellule B contient les individus qui ne sont pas membres de la PI,

Figure 2
Courbe ROC, populations inuite et métisse vivant dans les régions rurales, 1996



Nota : Le graphique complet correspond à la partie ombrée du graphique en cartouche. Les points sur les courbes indiquent les valeurs de seuil (α).
Source : Recensement du Canada de 1996.

mais qui vivent dans une UA sélectionnée, soit les « faux positifs »;
- la cellule C contient les individus qui sont membres de la PI, mais qui ne vivent pas dans une UA sélectionnée, soit les « faux négatifs »;
- la cellule D contient les individus qui ne sont pas membres de la PI et qui ne vivent pas dans une UA sélectionnée, soit les « vrais négatifs ».

Quand le seuil augmente, les valeurs de A et de B diminuent, tandis que celles de C et de D augmentent. Naturellement, les valeurs de A+C, B+D et N restent les mêmes. Donc, la sensibilité, qui est égale à A/(A+C) et est simplement un autre terme pour désigner la couverture, diminue (colonne 8) tandis que la spécificité, qui correspond à D/(B+D), augmente (colonne 9) et que le complément de la spécificité diminue (colonne 10).

Comparaison à d'autres courbes

L'information de la courbe concentration-couverture peut être représentée graphiquement au moyen d'un autre type de courbe, à savoir la courbe ROC (de l'anglais *receiver operating characteristic*). Très souvent utilisée en classification[2], la courbe ROC reflète la qualité d'une classification par rapport à tous les seuils choisis pour l'établir. Pour la construire, on trace la sensibilité en fonction du complément de la spécificité. Quand le seuil augmente, la sensibilité et le complément de la spécificité diminuent (déplacement vers le bas et vers la gauche le long de la courbe ROC). Autrement dit, le coin inférieur gauche (coordonnées 0,0) correspond au seuil le plus élevé (1,00) et le coin supérieur droit (coordonnées 1,1), au seuil le plus faible.

La figure 2 donne les courbes ROC pour les populations inuite et métisse. Comme dans le cas des courbes CC, les valeurs de certains seuils sont indiquées à côté des points sur la courbe. Étant donné que les peuples autochtones représentent une faible proportion de la population du Canada (0,1 % pour

la population inuite, comme l'indique la ligne 0,00 du tableau 1), nous obtenons invariablement une très forte spécificité et, par conséquent, une très faible valeur pour le complément de la spécificité sur la courbe ROC. (C'est pourquoi la figure 2 comprend deux versions de la courbe ROC : la complète – en cartouche – et celle qui exclut le point de seuil 0.)

La courbe ROC constitue un critère de classification intuitif : la PI sera d'autant plus classable que la courbe s'approchera du coin supérieur gauche. À la figure 2, la courbe ROC de la population métisse est plus éloignée du coin supérieur gauche que celle de la population inuite, ce qui indique que la population métisse est moins bien classable que la population inuite.

Toutefois, la courbe CC fournit plus de renseignements que la courbe ROC, car elle offre un moyen visuel qualitatif de déterminer si une PI est classable. Une PI dont la courbe CC demeure à peu près horizontale sur une certaine distance dans le coin supérieur gauche du graphique est classable, tandis qu'une PI dont la courbe CC a une forte pente descendante à la gauche du graphique n'est pas classable. En outre, dans le cas de PI particulièrement rares, comme les populations inuite et métisse, il est difficile d'afficher des valeurs de seuil particulières sur la courbe ROC, car les seuils les plus élevés sont entassés dans la partie inférieure gauche de la courbe. En revanche, sur la courbe CC, ces seuils sont dispersés.

Les courbes généralement utilisées pour mesurer l'inégalité, telles que la courbe de Lorenz[3] et la courbe d'inégalité du revenu de Kakwani[4], contiennent une dimension supplémentaire (habituellement le revenu) et ne permettent pas de réaliser l'objectif proposé ici, qui est de déterminer si une PI est classable. La courbe CC ne s'appuie que sur une seule variable, la proportion de la PI. Son caractère unique tient au fait que la proportion est exprimée à l'aide de deux dénominateurs différents.

Conclusion

Nous fournissons dans le présent article une définition opérationnelle d'une PI classable : il doit exister au moins un seuil pour lequel la concentration (proportion de la population des UA qui fait partie de la PI) et la couverture (proportion totale de la PI contenue dans les UA sélectionnées) sont toutes deux suffisamment élevées. Nous donnons aussi une représentation visuelle de ce concept : si la PI est classable, la partie supérieure gauche de la courbe CC est à peu près horizontale.

Dans l'exemple choisi pour illustrer la méthode, la PI est définie selon une caractéristique ethnique (origine autochtone). Cependant, il est clair que la méthode peut être appliquée à toute étude écologique dont le but est de déterminer la proportion d'individus ayant en commun une caractéristique unique, surtout si cette proportion est faible. Cette caractéristique pourrait être, par exemple, une langue, un comportement ou une maladie. ■

Remerciements

L'auteur remercie Russell Wilkins de ses commentaires au sujet d'une version antérieure de l'article, ainsi que Nancy Ross, Nancy Darcovich et deux réviseurs anonymes pour leurs commentaires.

Références

1. R. Wilkins, S. Uppal, P. Finès *et al.*, « Espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits au Canada, 1989 à 2003 », *Rapports sur la santé*, 19(1), 2008, p. 7-20 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. J.F. Jekel, D.L. Katz et J.G. Elmore, *Epidemiology, Biostatistics and Preventive Medicine – Second edition*, Philadelphie, W. B. Saunders Company, 2001.
3. I. Kawachi et B.P. Kennedy, « The relationship of income inequality to mortality: Does the choice of indicator matter? », *Social Science and Medicine*, 45(7), 1997, p. 1121-1127.
4. N. Kakwani, A. Wagstaff et E. van Doorslaer, « Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation, and statistical inference », *Journal of Econometrics*, 77(1), 1997, p. 87-103.