



N° 82-003-XIF au catalogue

# Rapports sur la santé

Vol. 17, n° 3

- Obésité chez les adultes
- Obésité chez les enfants
- Passage à l'obésité
- Obésité : tendances chez l'adulte
- Obésité : différences régionales



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 la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-1746).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web à [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca).

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des services de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	<a href="mailto:infostats@statcan.ca">infostats@statcan.ca</a>
Site Web	<a href="http://www.statcan.ca">www.statcan.ca</a>

## Renseignements pour accéder ou commander le produit

Le produit n° 82-003-XIF au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca) et de choisir la rubrique Nos produits et services.

Ce produit, n° 82-003-XIF au catalogue, est aussi disponible en version imprimée standard au prix de 22 \$CAN l'exemplaire et de 63 \$CAN pour un abonnement annuel.

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

	<b>Exemplaire</b>	<b>Abonnement annuel</b>
<b>États-Unis</b>	6 \$CAN	24 \$CAN
<b>Autres pays</b>	10 \$CAN	40 \$CAN

Les prix ne comprennent pas les taxes sur les ventes.

La version imprimée peut être commandée par

- Téléphone (Canada et États-Unis) 1 800 267-6677
- Télécopieur (Canada et États-Unis) 1 877 287-4369
- Courriel [infostats@statcan.ca](mailto:infostats@statcan.ca)
- Poste  
Statistique Canada  
Division des finances  
Immeuble R.-H.-Coats, 6<sup>e</sup> étage  
120, avenue Parkdale  
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, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136. Les normes de services à la clientèle sont aussi publiées dans le site Web à [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca) sous À propos de Statistique Canada > Offrir des services aux Canadiens.



Statistique Canada  
Division de la statistique de la santé

# Rapports sur la santé

## Volume 17, numéro 3

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2006

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.

Août 2006

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 17, n° 3  
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 17, n° 3  
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

---

### Note de reconnaissance

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

## **SIGNES CONVENTIONNELS**

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

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

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



## Au sujet de *Rapports sur la santé*

**Rédactrice en chef**  
Christine Wright

**Rédactrice principale**  
Mary Sue Devereaux

**Rédactrice**  
Barbara Riggs

**Rédactrice adjointe**  
Anne Marie Baxter

**Supervision de la production**  
Nicole Leduc

**Production et composition**  
Agnes Jones  
Robert Pellarin

**Vérification des données**  
Julia Gal

**Administration**  
Céline Desfonds

**Rédacteurs associés**  
Owen Adams  
Arun Chockalingham  
Elizabeth Lin  
Nazeem Muhajarine  
Yves Péron  
Georgia Roberts  
Geoff Rowe  
Eugene Vayda

**R***apports sur la santé* est une publication produite tous les trimestres par la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada. Elle s'adresse à un large public, notamment les professionnels de la santé, les chercheurs, les décideurs, les enseignants et les étudiants. Elle vise à fournir des données exhaustives, pertinentes et de grande qualité sur l'état de santé de la population et le système de soins de santé. Elle traite de divers sujets sous la forme d'analyses originales et opportunes des données sur la santé et de l'état civil. L'information provient habituellement de bases de données administratives ou d'enquêtes nationales, provinciales ou territoriales.

*Rapports sur la santé* comporte les volets suivants : « Travaux de recherche » et « Santé en bref ». Le volet « Travaux de recherche » présente des analyses approfondies soumises à un examen anonyme par des pairs. Le volet « Santé en bref » offre de courts articles essentiellement descriptifs qui reposent principalement sur des données d'enquêtes et sur des données administratives produites par la Division de la statistique de la santé. Les articles des deux volets sont répertoriés dans Index Medicus et MEDLINE.

On peut obtenir d'autres renseignements à propos des *Rapports sur la santé* en s'adressant à la rédactrice en chef, Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, 2<sup>e</sup> étage, pièce 2602, immeuble Principal, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-1765. Télécopieur : (613) 951-4436.

## Version électronique

*Rapports sur la santé* est une publication offerte aussi sous forme électronique, fichiers PDF. On peut y accéder gratuitement à partir du site Web de Statistique Canada, à l'adresse [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca). Choisissez « Français » à la page d'accueil, puis « Nos produits et services » à la page suivante. Choisissez ensuite « Parcourir nos publications gratuites offertes sur Internet (PDF ou HTML) »; vous trouverez *Rapports sur la santé*, n° 82-003-XIF au catalogue, à la rubrique « Santé ».

## Recommandation concernant les citations

La publication *Rapports sur la santé* est inscrite au catalogue de Statistique Canada sous un numéro unique : 82-003. Dans le cas de la version française sur papier, le numéro est 82-003-XPF, et dans le cas de la version électronique française, 82-003-XIF. Ce numéro de catalogue permet de faciliter l'entreposage et la recherche de la publication en bibliothèque, que cela se fasse manuellement ou électroniquement. Ainsi, nous demandons que les auteurs qui citent un article de *Rapports sur la santé* dans d'autres documents publiés incluent le numéro au catalogue dans la citation.

### Exemple :

G.F. Parsons, J.F. Gentleman et K.W. Johnston, « Chirurgie des anévrismes de l'aorte abdominale : différences selon le sexe », *Rapports sur la santé*, 9(1), 1997, p. 9-18 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

Travaux de recherche

Obésité chez les adultes..... 9

Michael Tjepkema

*En 2004, environ 5,5 millions d'adultes canadiens, soit 23 % de la population âgée de 18 ans et plus, étaient obèses. Ces personnes avaient tendance à être sédentaires durant leurs loisirs et à manger peu souvent des fruits et des légumes. L'obésité chez les adultes augmentait les risques de faire de l'hypertension, du diabète ou d'avoir une maladie cardiaque.*

L'embonpoint et l'obésité chez les enfants et les adolescents ..... 27

Margot Shields

*Plus du quart (26 %) de la population de jeunes canadiens âgés de 2 à 17 ans étaient obèses en 2004. Le fait de manger peu souvent des fruits et des légumes était associé à un excès de poids parmi les jeunes de ce groupe. La probabilité de faire de l'embonpoint ou d'être obèse augmentait avec le temps passé devant un écran (regarder la télévision, jouer à des jeux vidéo ou utiliser un ordinateur).*

L'obésité : un enjeu en croissance ..... 45

Christel Le Petit et Jean-Marie Berthelot

*En 2002-2003, environ le quart des personnes qui étaient âgées de 20 à 56 ans et faisaient de l'embonpoint en 1994-1995 étaient devenues obèses. Parmi les hommes faisant de l'embonpoint, les hommes plus jeunes, qui fumaient, ou qui avaient une restriction des activités couraient un grand risque de devenir obèses. Parmi les femmes faisant de l'embonpoint, l'activité physique aidait à prévenir l'obésité.*

.....

## Santé en bref

### Tendances de l'obésité chez l'adulte..... 57

Margot Shields et Michael Tjepkema

- *Entre 1978-1979 et 1986 à 1992, le taux de prévalence de l'obésité chez les adultes avait peu varié, mais, en 2004, la proportion de ceux-ci qui étaient obèses avait augmenté, notamment chez les hommes.*
- *L'augmentation de la prévalence de l'obésité a été particulièrement prononcée chez les hommes anciens fumeurs.*
- *Pour la période 1986-1992, les personnes vivant dans un ménage à revenu supérieur, moyen-supérieur ou moyen-inférieur étaient moins susceptibles d'être obèses que celles vivant dans les ménages appartenant au groupe de revenu le plus faible; en 2004, le lien entre l'obésité et le revenu avait disparu chez les hommes; chez les femmes, il demeurait, uniquement parmi le groupe de revenu supérieur.*

### Différences régionales en matière d'obésité ..... 65

Margot Shields et Michael Tjepkema

- *En 2004, la prévalence de l'obésité chez les adultes était élevée à Terre-Neuve-et-Labrador, au Nouveau-Brunswick, en Nouvelle-Écosse et au Manitoba; en revanche, elle était faible en Colombie-Britannique.*
- *La proportion d'adultes qui étaient obèses tendait à être relativement faible dans les villes, notamment dans les grandes villes.*
- *La prévalence de l'embonpoint et de l'obésité chez les jeunes de 2 à 17 ans était significativement élevée à Terre-Neuve-et-Labrador, au Nouveau-Brunswick, en Nouvelle-Écosse, et au Manitoba; en Alberta et au Québec, des proportions significativement faibles d'enfants et de jeunes faisaient de l'embonpoint ou étaient obèses.*

## Pour commander les publications

..... 75

*Information sur les produits et services de la Division de la statistique de la santé, y compris les prix et la façon de commander*



The graphic features a dark grey background with white and light grey abstract shapes. On the left, there are stylized human figures with rectangular faces and thick outlines. At the bottom, a large gear is partially visible, with a white, stylized lowercase letter 'e' integrated into its structure.

# Travaux de recherche

Des recherches et des analyses  
approfondies effectuées dans les  
domaines de la statistique de la  
santé et de l'état civil

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**



# O bésité chez les adultes

*Michael Tjepkema*

## Résumé

### Objectifs

Dans la présente étude, on s'appuie sur des mesures directes de la taille et du poids afin de comparer la prévalence de l'obésité chez les adultes de 18 ans et plus en 1978-1979 et en 2004. La prévalence selon les facteurs démographiques, socioéconomiques et ceux liés au mode de vie est décrite, ainsi que les associations entre l'obésité et certains problèmes de santé chroniques. Les données canadiennes et américaines sont également comparées.

### Sources des données

Les données proviennent de l'Enquête de 2004 sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, de l'Enquête santé Canada de 1978-1979 et des Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire, réalisées de 1986 à 1992. Les données américaines sont tirées de la National Health and Nutrition Examination Survey de 1999-2002.

### Techniques d'analyse

On a utilisé des statistiques descriptives afin d'estimer la proportion d'adultes qui étaient obèses en 2004 en fonction de certains facteurs. Des modèles de régression logistique ont été utilisés pour établir le lien entre l'obésité et l'hypertension, le diabète et la maladie cardiaque, en tenant compte des effets du statut socioéconomique et d'autres facteurs de risque, comme l'usage du tabac et l'activité physique.

### Principaux résultats

En 2004, 23 % des adultes, soit 5,5 millions de personnes de 18 ans et plus, étaient obèses, ce qui représente une hausse considérable par rapport au taux de 14 % observé en 1978-1979. Une proportion supplémentaire de 36 % (8,6 millions de personnes) faisaient de l'embonpoint. Les personnes obèses avaient tendance à être sédentaires durant leurs loisirs et à manger peu souvent des fruits et des légumes. La probabilité qu'une personne déclare être hypertendue, diabétique ou cardiaque augmente selon l'indice de masse corporelle (IMC).

### Mots-clés

Poids corporel, indice de masse corporelle, comportement influant sur la santé, mode de vie.

### Auteur

Michael Tjepkema (416-952-4620; Michael.Tjepkema@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, au bureau régional de Toronto, 25, avenue St. Clair E., Toronto (Ontario) M4T 1M4.

La proportion de Canadiens qui sont obèses ou qui font de l'embonpoint a augmenté de façon spectaculaire ces dernières années, un phénomène qui se reflète à l'échelle mondiale<sup>1-4</sup>. Les répercussions de l'excès de poids sur la santé sont bien connues. En effet, il constitue un facteur de risque de diabète de type 2, de maladie cardiovasculaire, d'hypertension, d'arthrose, de certaines formes de cancer et de maladie de la vésicule biliaire<sup>5-7</sup>. Des problèmes psychosociaux, des limitations fonctionnelles et des incapacités sont également associés à l'embonpoint ou à l'obésité<sup>5,8</sup>.

Pendant plus d'une décennie, les données sur le poids des Canadiens ont été fondées sur des autodéclarations, c'est-à-dire que les répondants aux enquêtes indiquaient quelle était leur taille et quel était leur poids. Cependant, il est reconnu que les données autodéclarées donnent lieu à une sous-estimation de la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité<sup>9-12</sup>. En effet, dans le cadre de l'Enquête de 2004 sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) : Nutrition, on a mesuré le poids et la taille des participants, ce qui a permis de broser un tableau plus exact de la situation.

## Méthodologie

### Sources des données

On a utilisé les données provenant de l'Enquête de 2004 sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) : Nutrition pour estimer la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité chez les adultes de 18 ans et plus selon certains facteurs démographiques, socioéconomiques et d'autres liés au mode de vie (voir [www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index\\_f.htm](http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index_f.htm)). L'ESCC de 2004 a été menée afin de recueillir des renseignements sur l'état nutritionnel de la population canadienne à l'échelle provinciale. Sont exclus de l'enquête les personnes vivant en établissement, les habitants des trois territoires, des réserves indiennes et de certaines régions éloignées, ainsi que les membres de la force régulière des Forces armées et les résidents civils des bases militaires. Le taux de réponse a été de 76,5 %. Des mesures de la taille et du poids ont été prises auprès de 57,5 % des adultes (de 18 ans et plus) ayant participé à l'enquête (voir *Limites*).

Les estimations historiques de l'obésité au Canada, fondées sur les mesures directes de la taille et du poids, proviennent de l'Enquête santé Canada (ESC) de 1978-1979 et des Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire, qui ont été menées dans diverses provinces entre 1986 et 1992. Les estimations s'appuyant sur des données autodéclarées proviennent de l'Enquête sur la promotion de la santé, 1985 et 1990, de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999, et de l'ESCC, 2000-2001 et 2003.

L'embonpoint et l'obésité chez les adultes américains ont été évalués à l'aide des données de la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES), réalisée de 1999 à 2002. Dans le cadre de cette enquête, des mesures directes de la taille et du poids ont été recueillies auprès de 9 488 répondants de 18 ans et plus.

### Techniques d'analyse

On a utilisé des statistiques descriptives pour estimer, en fonction de certaines caractéristiques, la proportion d'adultes qui étaient obèses (tableaux A, B et C en annexe). Des mesures directes de la taille et du poids ont été obtenues auprès de 12 428 répondants à l'ESCC de 18 ans et plus. Comme ils ne représentaient que 57,5 % des adultes ayant participé à l'ESCC de 2004, un ajustement a été fait pour réduire au minimum le biais de non-réponse. Un poids d'échantillonnage particulier a été créé en redistribuant les poids d'échantillonnage des non-répondants entre les répondants en se basant sur des classes de propension à répondre. Des variables telles que la province, l'âge, le sexe, le revenu du ménage, le niveau de scolarité, l'ethnicité, l'activité physique, la consommation

de fruits et de légumes et les problèmes de santé chroniques ont été utilisées pour définir les classes. Ces dernières ont été créées au moyen de l'algorithme CHAID (Chi-Square Automatic Interaction Detector) disponible dans Knowledge Seeker<sup>13</sup> afin de repérer les caractéristiques qui permettaient de mieux diviser l'échantillon en groupes dissemblables en ce qui concerne la réponse et la non-réponse. Ce poids d'échantillonnage corrigé a été utilisé pour produire l'ensemble des estimations comprises dans la présente analyse. Les erreurs-types et les coefficients de variation ont été calculés à l'aide de la méthode du *bootstrap*, qui tient compte des effets du plan d'enquête<sup>14-16</sup>.

La répartition en pourcentage de l'indice de masse corporelle (IMC) (graphique 2) a été ajustée en calculant les moyennes sur trois points. Par exemple, le pourcentage de la population dont l'IMC était de 23 a été calculé en additionnant les pourcentages de personnes ayant un IMC de 22, de 23 et de 24, puis en divisant le résultat par 3.

Les erreurs-types et les coefficients de variation pour les estimations calculées d'après l'ESC de 1978-1979 et la NHANES réalisée de 1999 à 2002 ont été estimés au moyen de SUDAAN, qui utilise une méthode de linéarisation par développement en séries de Taylor pour tenir compte du plan d'échantillonnage complexe<sup>17</sup>. Les estimations américaines et les estimations historiques canadiennes sont fondées sur des données pondérées.

Pour comparer la prévalence de l'obésité entre les enquêtes, les données ont été normalisées selon l'âge d'après l'ESCC de 2004 en utilisant la méthode directe. Les groupes d'âge utilisés sont les suivants : 18 à 24 ans, 25 à 34 ans, 35 à 44 ans, 45 à 54 ans, 55 à 64 ans, 65 à 74 ans, et 75 ans et plus.

Des régressions logistiques ont été utilisées pour déterminer si les associations entre l'obésité et la consommation de fruits et de légumes, ainsi que l'activité physique durant les loisirs persistent lorsqu'on tient compte des effets de l'âge, de l'état matrimonial, du niveau de scolarité et du revenu du ménage.

Des régressions logistiques ont été prises séparément chez les hommes et les femmes afin de modéliser la relation entre l'IMC et l'hypertension, le diabète et la maladie cardiaque. Le modèle comprenait les variables de contrôle suivantes : l'âge, l'état matrimonial, le niveau de scolarité, le revenu du ménage, l'usage du tabac et l'activité physique durant les loisirs. Les répondants ayant une insuffisance pondérale ou pour lesquels il manquait des renseignements sur le niveau de scolarité, l'usage du tabac ou l'activité physique durant les loisirs ont été exclus des modèles.



Afin de dégager les tendances de l'obésité au cours du dernier quart de siècle, les résultats de l'ESCC sont comparés à ceux d'enquêtes canadiennes antérieures comportant également la mesure directe du poids et de la taille (voir *Méthodologie*). En outre, les résultats de 2004 pour le Canada sont comparés à des données américaines provenant de la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) réalisée de 1999 à 2002.

### La majorité des adultes sont obèses ou font de l'embonpoint

Selon les données de l'ESCC de 2004, 23,1 % des Canadiens de 18 ans et plus, soit environ 5,5 millions d'adultes, avaient un indice de masse corporelle (IMC) égal ou supérieur à 30, ce qui indique qu'ils étaient obèses (tableau 1) (voir *Qu'est-ce que l'IMC?*). Cette proportion est beaucoup plus élevée que l'estimation de 15,2 % de 2003 calculée d'après les données autodéclarées (voir *La méthodologie importe*). En outre, 8,6 millions de Canadiens adultes (36,1 %) faisaient de l'embonpoint en 2004.

Comme l'IMC des personnes obèses varie considérablement, l'obésité a été subdivisée en trois catégories qui correspondent à des valeurs d'IMC représentant des risques croissants pour la santé<sup>3,5</sup>. Les personnes appartenant à la classe I (IMC de 30,0 à 34,9) courent un risque élevé de souffrir de problèmes de santé. Chez celles appartenant à la classe II (IMC de 35,0 à 39,9), le

### Qu'est-ce que l'IMC?

Les définitions de l'embonpoint et de l'obésité reposent sur l'indice de masse corporelle (IMC), qui consiste en la mesure du poids d'une personne par rapport à sa taille. L'IMC est fortement en corrélation avec la quantité de tissu adipeux et est largement utilisé afin d'indiquer les risques pour la santé<sup>5</sup>. Selon les lignes directrices canadiennes, qui sont en harmonie avec celles de l'Organisation mondiale de la Santé, l'IMC des adultes est réparti en six catégories, représentant chacune un niveau de risque différent :

IMC		Risque pour la santé
Catégorie	Fourchette	
Insuffisance pondérale	< 18,5	Accru
Poids normal	de 18,5 à 24,9	Moindre
Embonpoint	de 25,0 à 29,9	Accru
Obésité de classe I	de 30,0 à 34,9	Élevé
Obésité de classe II	de 35,0 à 39,9	Très élevé
Obésité de classe III	≥ 40,0	Extrêmement élevé

L'IMC se calcule comme suit :

Système métrique :  $IMC = \text{poids (kg)} / \text{taille (m)}^2$

Système non métrique :  $IMC = \text{poids (lb)} / \text{taille (po)}^2 \times 703$

Par exemple, dans le cas d'une personne mesurant 1,78 mètre (5 pieds 10 pouces), les fourchettes de poids correspondant aux diverses catégories d'IMC sont les suivantes :

	Poids	
	Kilogrammes	Livres
Insuffisance pondérale	≤ 58,4	≤ 128
Poids normal	de 58,5 à 79,0	de 129 à 173
Embonpoint	de 79,1 à 94,8	de 174 à 208
Obésité de classe I	de 94,9 à 110,7	de 209 à 243
Obésité de classe II	de 110,8 à 126,5	de 244 à 278
Obésité de classe III	≥ 126,6	≥ 279

Tableau 1

Répartition en pourcentage de la population à domicile de 18 ans et plus, selon le sexe et la catégorie d'indice de masse corporelle (IMC), Canada, territoires non compris, 2004

Catégorie d'IMC (fourchette)	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	en milliers	%	en milliers	%	en milliers	%
Embonpoint et obésité (≥ 25)	14 185	59,1	7 706	65,0*	6 480	53,4
Obésité (≥ 30)	5 539	23,1	2 722	22,9	2 817	23,2
Insuffisance pondérale (< 18,5)	471	2,0	170 <sup>E</sup>	1,4* <sup>E</sup>	302	2,5
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	9 328	38,9	3 986	33,6*	5 343	44,1
Embonpoint (sans obésité) (de 25,0 à 29,9)	8 647	36,1	4 984	42,0*	3 663	30,2
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	3 656	15,2	1 959	16,5	1 697	14,0
Obésité, classe II (de 35,0 à 39,9)	1 231	5,1	568	4,8	663	5,5
Obésité, classe III (≥ 40,0)	651	2,7	194	1,6*	457	3,8

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

\* Valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les femmes ( $p < 0,05$ ).

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

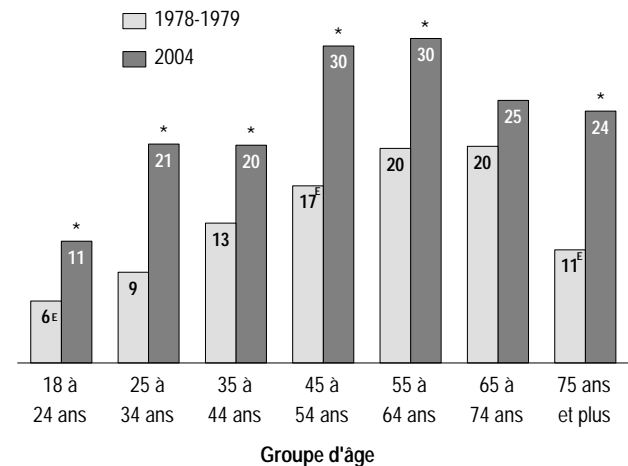
risque est très élevé et chez celles de la classe III (IMC de 40 et plus), il est extrêmement élevé. En 2004, 15,2 % des Canadiens adultes se trouvaient dans la classe I d'obésité, 5,1 %, dans la classe II et 2,7 %, dans la classe III.

### Forte augmentation

En 1978-1979, des données sur la taille et le poids ont été recueillies à l'échelle nationale auprès d'un échantillon représentatif d'adultes dans le cadre de l'Enquête santé Canada. Cette même année, le taux d'obésité corrigé pour tenir compte de l'âge s'établissait à 13,8 %, une valeur nettement inférieure au taux de 23,1 % enregistré en 2004. L'augmentation était évidente pour chaque catégorie d'obésité, particulièrement pour les deux classes supérieures (tableau 2). La proportion d'adultes de la classe II a augmenté, passant de 2,3 % à 5,1 % et celle de la classe III, de 0,9 % à 2,7 %.

De 1978-1979 à 2004, la prévalence de l'obésité a augmenté pour chaque groupe d'âge, à l'exception de celui des 65 à 74 ans (graphique 1). Les augmentations les plus notables sont celles observées chez les personnes de moins de 35 ans et de 75 ans et plus. Par exemple, la proportion de personnes obèses de 25 à 34 ans a plus que doublé, passant de 8,5 % à 20,5 %. L'importance de la hausse était à peu près la même chez les personnes

Graphique 1  
Pourcentage de personnes obèses, selon le groupe d'âge, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1978-1979 et 2004



Sources des données : Enquête santé Canada, 1978-1979; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004  
\* Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour 1978-1979 ( $p < 0,05$ )  
<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

de 75 ans et plus, pour lesquelles le taux est passé de 10,6 % à 23,6 %.

L'IMC médian des adultes a augmenté — de 24,4 en 1978-1979, il s'est fixé à 26,1 en 2004 — et la répartition de la population adulte en fonction de l'IMC s'est déplacée vers les fourchettes d'embonpoint et d'obésité (graphique 2).

Tableau 2

Répartition en pourcentage de la population à domicile de 18 ans et plus, selon le sexe et la catégorie d'indice de masse corporelle (IMC), Canada, territoires non compris, 1978-1979 et 2004

Catégorie d'IMC (fourchette)	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	1978-1979	2004	1978-1979	2004	1978-1979	2004
Embonpoint et obésité (≥ 25)	49,2	59,1*	54,0	65,0*	44,6	53,4*
Obésité (≥ 30)	13,8	23,1*	11,5	22,9*	15,9	23,2*
Insuffisance pondérale (< 18,5)	2,4	2,0	1,3 <sup>F</sup>	1,4 <sup>E</sup>	3,4	2,5
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	48,4	38,9*	44,6	33,6*	52,0	44,1*
Embonpoint (sans obésité) (de 25,0 à 29,9)	35,4	36,1	42,5	42,0	28,7	30,2
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	10,5	15,2*	9,5	16,5*	11,5	14,0*
Obésité, classe II (de 35,0 à 39,9)	2,3 <sup>F</sup>	5,1*	F	4,8*	2,9	5,5*
Obésité, classe III (≥ 40,0)	0,9 <sup>F</sup>	2,7*	F	1,6*	1,5 <sup>F</sup>	3,8*
IMC moyen	25,4	27,0*	25,6	27,2*	25,2	26,7*

Sources des données : Enquête santé Canada, 1978-1979; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

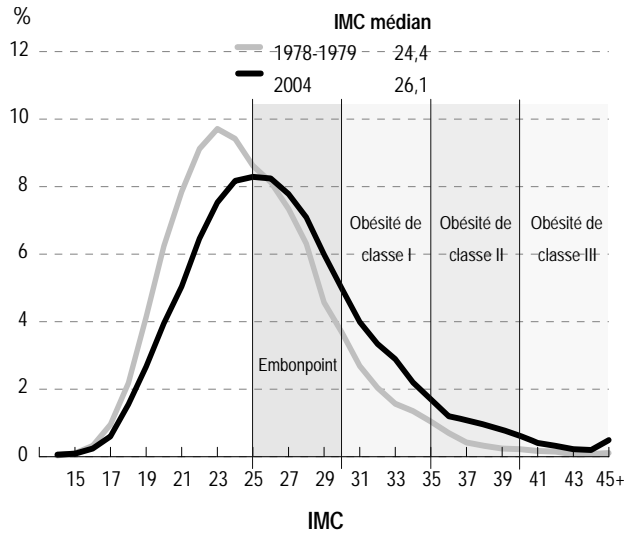
Nota : Les estimations de l'Enquête santé Canada de 1978-1979 ont été normalisées selon l'âge en fonction de la population cible de l'ESCC de 2004.

\* Valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour 1978-1979 ( $p < 0,05$ ).

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

<sup>F</sup> Coefficient de variation supérieur à 33,3 % (valeur supprimée en raison de la très forte variabilité d'échantillonnage).

**Graphique 2**  
Répartition en pourcentage de la population à domicile de 18 ans et plus, selon l'indice de masse corporelle (IMC), Canada, territoires non compris, 1978-1979 et 2004



Sources des données : Enquête santé Canada, 1978-1979; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

**Culmination à l'âge mûr**

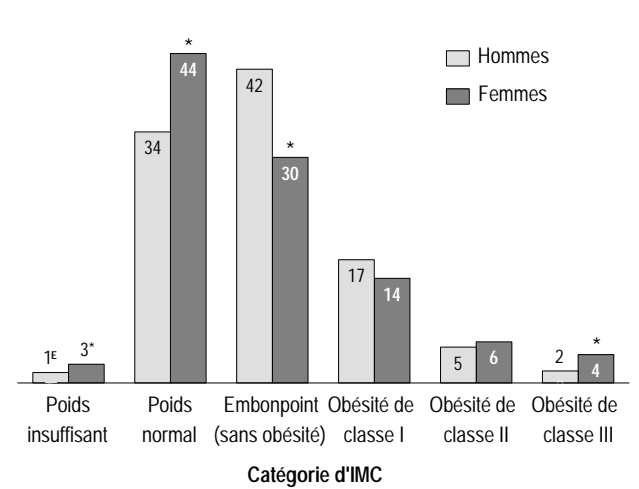
En 2004, les hommes et les femmes étaient aussi susceptibles les uns que les autres d'être obèses, soit 22,9 % et 23,2 %, respectivement (tableau 1). Toutefois, lorsqu'on examinait séparément les trois catégories d'obésité, une différence entre les sexes se dégageait : un pourcentage plus élevé de femmes appartenait à la classe III (graphique 3).

Tant pour les hommes que pour les femmes, l'obésité était plus faible chez les personnes de 18 à 24 ans (10,7 % chez les hommes et 12,1 % chez les femmes) et culminait autour de 30 % chez les 45 à 64 ans (graphique 4).

**Comparaison entre le Canada et les États-Unis**

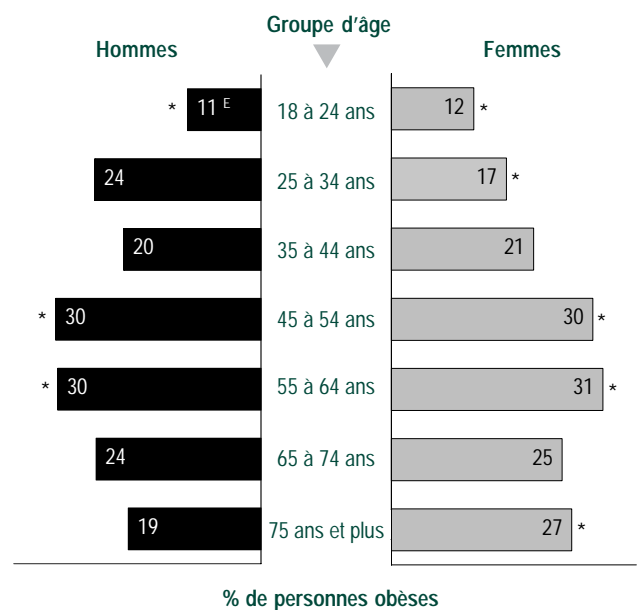
Alors qu'au Canada l'information sur l'obésité est généralement fondée sur des données autodéclarées, aux États-Unis, des mesures directes de la taille et du poids sont recueillies depuis le début des années 1960. Aujourd'hui, grâce aux mesures directes provenant de l'ESCC de 2004, il est possible de comparer la prévalence de l'obésité dans les deux pays.

**Graphique 3**  
Répartition en pourcentage de la population à domicile de 18 ans et plus, selon le sexe et la catégorie d'indice de masse corporelle (IMC), Canada, territoires non compris, 2004



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004  
\* Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes (p < 0,05).  
E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

**Graphique 4**  
Pourcentage de personnes obèses, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004  
\* Valeur significativement différente de l'estimation globale pour le même sexe (p < 0,05).  
E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

## La méthodologie importe

Aux États-Unis, les données de la National Health and Nutritional Examination Survey (NHANES) révèlent une hausse marquée de la prévalence de l'obésité chez les adultes de 1976 à 1980 et de 1988 à 1994, puis de nouveau, de 1988 à 1994 et de 1999 à 2002<sup>18</sup>.

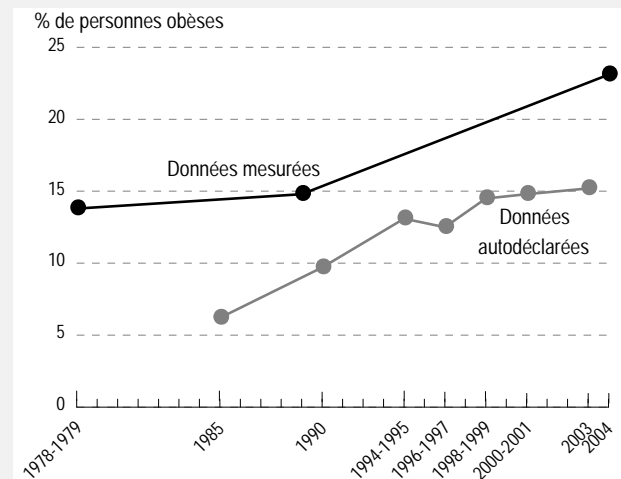
En raison des différences entre les méthodes utilisées pour recueillir les renseignements sur le poids et la taille, il est difficile de déterminer avec précision quand la prévalence de l'obésité a augmenté au Canada. Des estimations d'obésité comparables<sup>19</sup> pour les adultes de 18 ans et plus, fondées sur des mesures directes du poids et de la taille, peuvent être calculées pour la période de 1978-1979, celle de 1986 à 1992 et l'année 2004 (voir *Méthodologie*). Ces données révèlent peu de changement dans la proportion d'adultes qui sont obèses entre 1978-1979 et 1986 à 1992, mais plutôt un accroissement important en 2004. Bien que les pourcentages soient systématiquement plus faibles, les données autodéclarées révèlent que la prévalence de l'obésité a beaucoup augmenté entre 1985 et 1994-1995, mais s'est stabilisée entre 1994-1995 et 2003.

De 2003 à 2004, période où l'on a changé la méthode de collecte des données pour passer à des mesures directes, la prévalence de l'obésité a fortement augmenté. Cela n'est pas étonnant, car les données autodéclarées produisent, en général, des estimations plus faibles d'embonpoint et d'obésité<sup>9-12</sup>. Les femmes ont tendance à sous-estimer leur poids, tandis que les hommes sont enclins à surestimer leur taille. En outre, plus l'IMC est élevé, plus la personne a tendance à sous-estimer son poids<sup>20</sup>.

Un autre problème que posent les renseignements sur l'embonpoint et l'obésité qui s'appuient sur des données autodéclarées est la variation du mode de collecte. Les données autodéclarées durant les interviews sur place produisent une prévalence d'obésité plus élevée que celle des données recueillies pendant les interviews téléphoniques<sup>21</sup>. Au Canada, en 1985 et 1990, toutes les interviews ont été réalisées par téléphone. En 1994-1995, presque toutes ont

eu lieu sur place; en 1996-1997 et en 1998-1999, la plupart ont été menées par téléphone. En 2000-2001, à peu près la moitié ont été réalisées sur place et l'autre moitié, par téléphone, et en 2003, environ le quart ont été menées sur place.

### Tendances de l'obésité, selon des mesures directes et des données autodéclarées, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, certaines années, de 1978-1979 à 2004



**Sources des données :** Mesurées : Enquête santé Canada, 1978-1979; Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire, 1986 à 1992 (personnes de 18 à 74 ans); Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004. Autodéclarées : Enquête sur la promotion de la santé, 1985 et 1990; Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 et 2003

**Nota :** Toutes les données des enquêtes ont été normalisées selon l'âge de la population cible de l'ESCC de 2004. Les taux d'obésité corrigés selon l'âge et fondés sur la taille et le poids mesurés pour la population de 18 à 74 ans sont les suivants : 13,7 % (1978-1979), 14,6 % (1986 à 1992) et 23,1 % (2004).

Les résultats normalisés selon l'âge indiquent que 29,7 % des Américains de 18 ans et plus étaient obèses en 1999-2002, ce qui représente une proportion beaucoup plus élevée que celle de 23,1 % observée au Canada en 2004 (tableau 3). La plus grande partie de cette différence est attribuable à la situation des femmes. Alors que 23,2 % de Canadiennes étaient obèses, la

proportion d'Américaines obèses s'établissait à 32,7 %. En outre, dans chaque catégorie d'obésité, la proportion d'Américaines est plus forte que la proportion de Canadiennes. Cette différence est observable chez tous les groupes d'âge, à l'exception de ceux des 45 à 54 ans et des 75 ans et plus (graphique 5).



Tableau 3

Répartition en pourcentage de la population à domicile de 18 ans et plus, selon le sexe, la race et la catégorie d'indice de masse corporelle (IMC), Canada, territoires non compris (2004), et États-Unis (1999 à 2002)

Catégorie d'IMC (fourchette)	Hommes et femmes		Hommes		Femmes							
	Toutes races confondues		Toutes races confondues		Toutes races confondues							
	Canada É.-U.	Blancs	Canada É.-U.	Blancs	Canada É.-U.	Blancs						
	Canada É.-U.	Canada É.-U.	Canada É.-U.	Canada É.-U.	Canada É.-U.	Canada É.-U.						
	%	%	%	%	%	%						
Embonpoint et obésité (≥ 25)	59,1	64,0*	61,7	62,9	65,0	67,2	69,0	68,5	53,4	60,9*	54,7	57,4
Obésité (≥ 30)	23,1	29,7*	25,2	29,2*	22,9	26,6*	25,5	27,6	23,2	32,7*	24,8	30,8*
Insuffisance pondérale (< 18,5)	2,0	2,1	1,7	2,2	1,4 <sup>E</sup>	1,2 <sup>E</sup>	1,1 <sup>E</sup>	1,1 <sup>E</sup>	2,5	2,9	2,2	3,3*
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	38,9	34,0*	36,6	34,8*	33,6	31,6	29,9	30,4	44,1	36,2*	43,1	39,2
Embonpoint (sans obésité) (de 25,0 à 29,9)	36,1	34,3	36,5	33,7*	42,0	40,6	43,4	40,9	30,2	28,2	29,9	26,6
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	15,2	17,4*	16,5	17,4	16,5	17,5	18,3	18,7	14,0	17,3*	14,7	16,2
Obésité, classe II (de 35,0 à 39,9)	5,1	7,6*	5,6	7,5*	4,8	5,8	5,3	5,6	5,5	9,3*	5,8	9,3*
Obésité, classe III (≥ 40,0)	2,7	4,7*	3,1	4,3*	1,6	3,3*	1,9 <sup>E</sup>	3,3*	3,8	6,1*	4,2	5,3
IMC moyen	27,0	27,9*	27,3	27,8*	27,2	27,7*	27,6	27,9	26,7	28,1*	27,1	27,6*

Sources des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004; National Health and Nutrition Examination Survey, 1999 à 2002

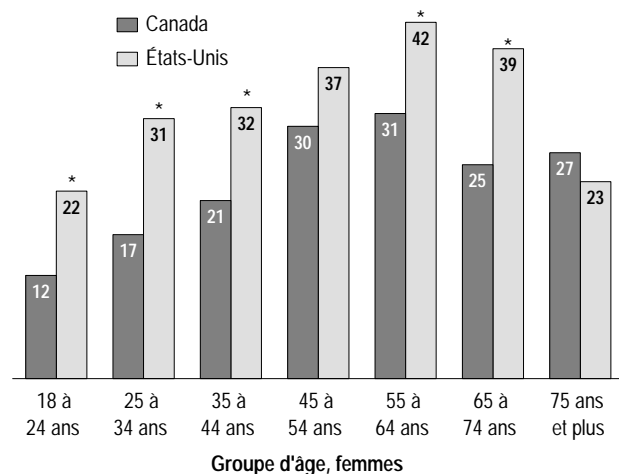
Nota : Les estimations provenant de la NHANES de 1999-2002 ont été normalisées selon l'âge en fonction de la population cible de l'ESCC de 2004.

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ( $p < 0,05$ ).

E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Graphique 5

Pourcentage de personnes obèses, selon le groupe d'âge, population à domicile de 18 ans et plus de sexe féminin, Canada, territoires non compris (2004), et États-Unis (1999 à 2002)



Sources des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004; National Health and Nutrition Examination Survey, 1999 à 2002

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ( $p < 0,05$ )

En ce qui concerne les hommes, la proportion de Canadiens obèses (22,9 %) était beaucoup plus faible que la proportion d'Américains obèses

(26,6 %). Cependant, cet écart reflète principalement le niveau d'obésité de classe III : les Américains étaient nettement plus susceptibles que leurs homologues canadiens d'avoir un IMC de 40 ou plus. Les proportions de Canadiens et d'Américains dont l'IMC correspondait à la classe d'obésité I ou II étaient statistiquement semblables. Les Américains de 18 à 24 ans, de 35 à 44 ans et de 65 à 74 ans étaient plus susceptibles d'être obèses que leurs homologues canadiens (graphique 6).

La composition ethnique de la population des deux pays pourrait expliquer certaines différences, puisque des études ont démontré que la prévalence de l'obésité varie selon l'origine ethnique (voir Définitions)<sup>22</sup>. En fait, l'écart entre les proportions d'hommes américains et canadiens de race blanche qui étaient obèses n'était pas significatif. Toutefois, les femmes de race blanche étaient beaucoup plus susceptibles d'être obèses aux États-Unis qu'au Canada : 30,3 % par rapport à 24,8 % (tableau 3).

Au Canada, une forte proportion de personnes d'origine autochtone (hors réserve) étaient obèses, soit 37,8 %, ce qui représente environ 1,6 fois la moyenne nationale (tableaux A, B et C en annexe).

## Définitions

Pour évaluer la *fréquence de la consommation de fruits et de légumes*, on a utilisé des questions du Behavioral Risk Factor Surveillance System des États-Unis<sup>23</sup>. Voici les questions qui ont été posées aux répondants :

- « À quelle fréquence buvez-vous habituellement des jus de fruits, comme du jus d'orange, de pamplemousse ou de tomate (p. ex. une fois par jour, trois fois par semaine, deux fois par mois)? »
- « Sans compter les jus, à quelle fréquence mangez-vous habituellement des fruits? »
- « À quelle fréquence mangez-vous habituellement de la salade verte? »
- « À quelle fréquence mangez-vous habituellement des pommes de terre, sans compter les frites, les pommes de terre rissolées ou les croustilles? »
- « À quelle fréquence mangez-vous habituellement des carottes? »
- « Sans compter les carottes, les pommes de terre ni la salade, combien de portions d'autres légumes mangez-vous habituellement? »

On a déterminé le *niveau d'activité physique durant les loisirs* en se fondant sur la dépense énergétique (DE) totale durant les loisirs. La DE a été calculée d'après la fréquence et la durée de toutes les activités physiques effectuées durant les loisirs et déclarées par un répondant au cours des trois mois ayant précédé l'Enquête de 2004 sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et d'après la demande d'énergie métabolique (valeur de l'équivalent métabolique ou MET) de chaque activité, laquelle a été déterminée indépendamment<sup>24</sup>.

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

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

$D_i$  = durée moyenne en heures de l'activité  $i$ ;

$MET_i$  = valeur constante représentant la dépense d'énergie métabolique causée par l'activité  $i$ .

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

L'*ethnicité* a été déterminée au moyen de la question suivante : « Les gens qui habitent au Canada ont des origines culturelles et ethniques très variées. Êtes-vous :

1. Blanc? »
2. Chinois? »
3. Sud-Asiatique (p. ex. Indien de l'Inde, Pakistanais, Sri Lankais, etc.?) »
4. Noir? »
5. Phillipin? »
6. Latino-américain? »
7. Asiatique du Sud-Est (p.ex. Cambodgien, Indonésien, Laotien, Vietnamien, etc.)? »
8. Arabe? »

9. Asiatique occidental (p.ex. Afghan, Iranien, etc.)? »

10. Japonais? »

11. Coréen? »

12. Autochtone d'Amérique du Nord (Indien de l'Amérique du Nord, Métis ou Inuit)? »

13. Autres – Précisez ».

Dans la présente analyse, les résultats se rapportant à la catégorie Blanc (1) ont servi pour la comparaison avec la population blanche des États-Unis. Pour comparer les groupes ethniques au Canada, on a utilisé les catégories suivantes : Blanc (1); Noir (4); Asiatique de l'Est ou du Sud-Est (2, 5, 7, 10, 11); Autochtone (hors réserve) (12); Autres (3, 6, 8, 9, 13). Les réponses multiples englobant plusieurs catégories définies ici ont été codées « Autres ».

Quatre catégories ont été créées pour l'*état matrimonial* courant : marié(e) ou vivant en union libre; divorcé(e) ou séparé(e); veuf(ve); jamais marié(e).

Pour déterminer le *revenu du ménage*, on s'est basé sur le nombre de personnes vivant au sein du ménage et sur le revenu total du ménage provenant de toutes les sources au cours des 12 mois ayant précédé l'entrevue de l'ESCC.

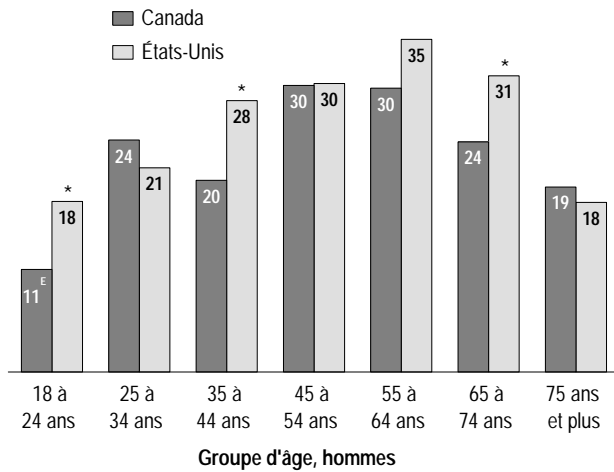
Groupe de revenu du ménage	Nombre de personnes du ménage	Revenu total du ménage
Inférieur	1 à 4	Moins de 10 000 \$
	5 et plus	Moins de 15 000 \$
Moyen-inférieur	1 ou 2	10 000 \$ à 14 999 \$
	3 ou 4	10 000 \$ à 19 999 \$
	5 et plus	15 000 \$ à 29 999 \$
Moyen	1 ou 2	15 000 \$ à 29 999 \$
	3 ou 4	20 000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

Les répondants ont été regroupés en quatre catégories de *niveau de scolarité* selon le niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles et diplôme d'études postsecondaires.

Afin d'évaluer les problèmes de santé chroniques, on a demandé aux répondants de fournir des renseignements sur les problèmes de santé de longue durée qui s'étaient prolongés ou qui devaient se prolonger au moins six mois, et qui avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé. Dans la présente analyse, trois problèmes de santé ont été retenus, à savoir l'*hypertension*, le *diabète* et la *maladie cardiaque*.

Graphique 6

Pourcentage de personnes obèses, selon le groupe d'âge, population à domicile de 18 ans et plus de sexe masculin, Canada, territoires non compris (2004), et États-Unis (1999 à 2002)



Sources des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004; National Health and Nutrition Examination Survey, 1999 à 2002

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ( $p < 0,05$ )  
E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Ces résultats concordent avec ceux d'autres études fondées sur des données autodéclarées<sup>22</sup>.

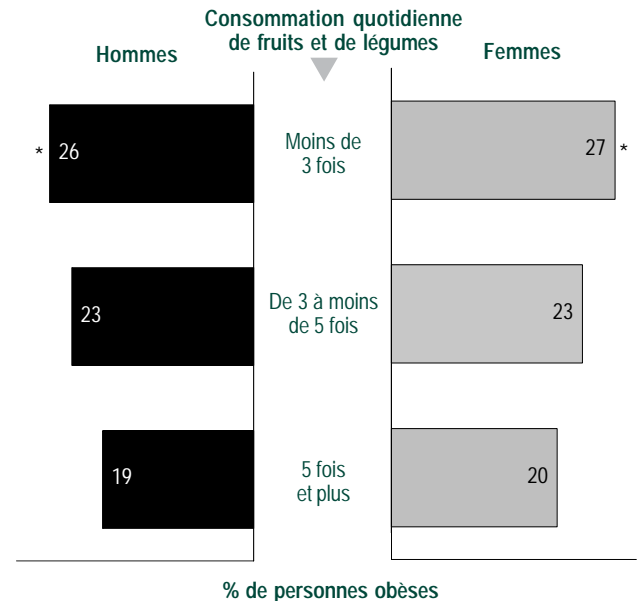
### L'obésité est liée au mode de vie

L'obésité, comme il fallait s'y attendre, est liée au régime alimentaire et à l'activité physique. Les hommes et les femmes ayant déclaré manger des fruits et des légumes moins de trois fois par jour étaient plus susceptibles d'être obèses que ceux consommant ce genre d'aliments cinq fois et plus par jour (graphique 7). Bien que d'autres facteurs puissent sous-tendre cette relation, l'association persiste si l'on tient compte des effets de l'âge et du statut socioéconomique (données non présentées). Une autre étude a également démontré que l'obésité est associée indépendamment à la consommation peu fréquente de fruits et de légumes<sup>25</sup>. Cependant, comme les données de l'ESCC sont transversales, la direction de cette relation ne peut être déterminée (voir *Limites*).

L'activité physique est, elle aussi, associée à l'obésité. Les personnes qui sont sédentaires durant leurs loisirs sont plus susceptibles d'être obèses que celles qui sont physiquement actives. Ainsi, 27,0 %

Graphique 7

Pourcentage de personnes obèses, selon le sexe et la consommation quotidienne de fruits et de légumes, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

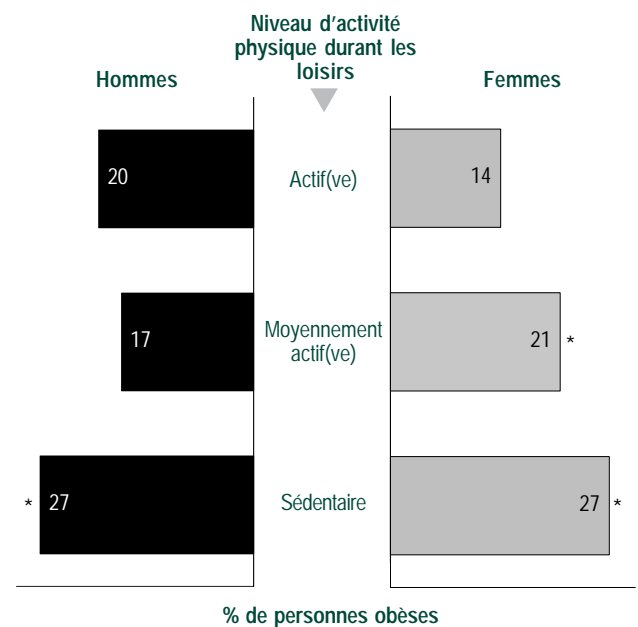


Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

\* Valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour la catégorie 5 fois et plus ( $p < 0,05$ )

Graphique 8

Pourcentage de personnes obèses, selon le sexe et le niveau d'activité physique durant les loisirs, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



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

\* Valeur significativement différente de l'estimation correspondante pour les personnes actives ( $p < 0,05$ ).

des hommes sédentaires étaient obèses, comparativement à 19,6 % des hommes actifs (graphique 8). Chez les femmes, la prévalence de l'obésité était élevée non seulement chez celles qui étaient sédentaires, mais aussi chez celles qui étaient moyennement actives. Ces relations demeurent statistiquement significatives lorsqu'on tient compte des effets de l'âge et du statut socioéconomique (données non présentées).

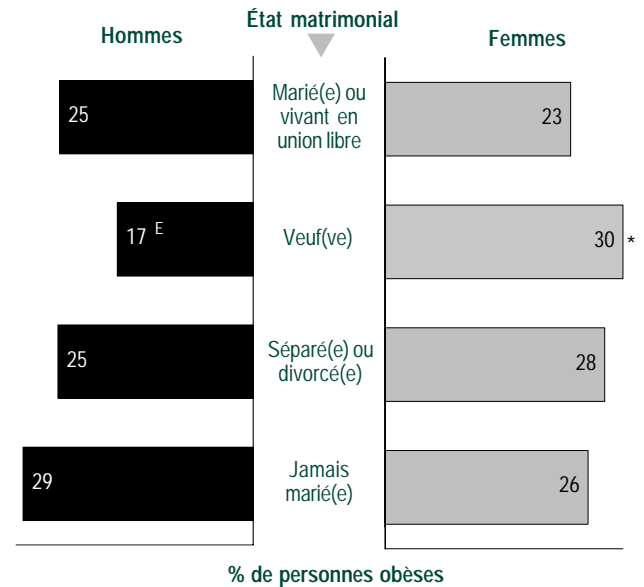
### Différences socioéconomiques

La probabilité d'être obèse varie selon l'état matrimonial chez les femmes, ce qui n'est pas le cas chez les hommes (graphique 9). Un peu moins du quart (23,4 %) des femmes mariées de 25 ans et plus étaient obèses. La proportion était beaucoup plus élevée chez les veuves (30,0 %). Par contre, les pourcentages d'hommes mariés, veufs, séparés ou divorcés et jamais mariés qui étaient obèses ne différaient pas considérablement.

L'association entre le niveau de scolarité et l'obésité n'est pas aussi simple. Les hommes de 25 à 64 ans dont le niveau de scolarité le plus élevé est un diplôme d'études secondaires affichaient des taux d'obésité beaucoup plus hauts que ceux ayant obtenu un diplôme d'études postsecondaires (graphique 10). Chez les femmes, celles n'ayant pas terminé leurs études secondaires étaient plus susceptibles d'être obèses que celles possédant un diplôme d'études postsecondaires. En outre, le taux d'obésité des femmes qui avaient fait des études postsecondaires partielles, mais ne les avaient pas terminées, était élevé.

Les hommes vivant dans les ménages à revenu moyen-inférieur étaient moins susceptibles d'être obèses que ceux vivant dans les ménages ayant les revenus les plus élevés (graphique 11). Chez les femmes, celles appartenant à un ménage à revenu moyen ou moyen-supérieur étaient beaucoup plus susceptibles d'être obèses que celles vivant au sein des ménages ayant les revenus les plus élevés. Lorsqu'on tient compte des effets de l'âge, les associations entre le niveau de revenu et le taux d'obésité sont constantes chez les hommes, tandis que chez les femmes, seules celles vivant dans les ménages à revenu moyen étaient plus susceptibles d'être obèses (données non présentées).

Graphique 9  
Pourcentage de personnes obèses, selon le sexe et l'état matrimonial, population à domicile de 25 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

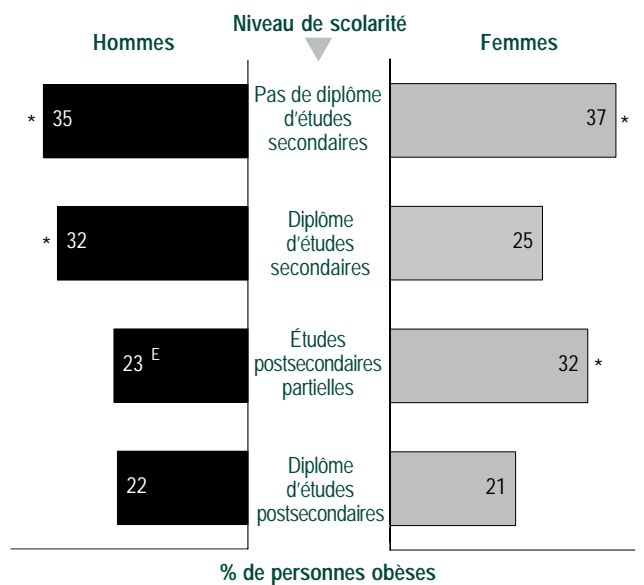


Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie Marié(e) ou vivant en union libre ( $p < 0,05$ ).

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Graphique 10  
Pourcentage de personnes obèses, selon le sexe et le niveau de scolarité, population à domicile de 25 à 64 ans, Canada, territoires non compris, 2004

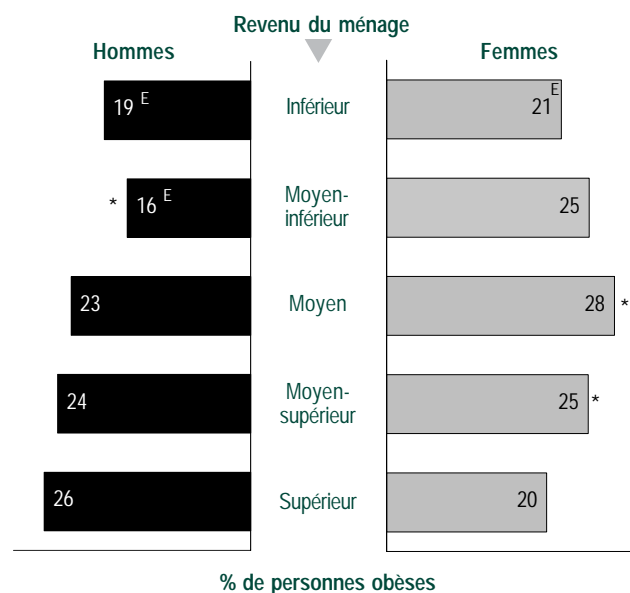


Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie des personnes détenant un diplôme d'études postsecondaires ( $p < 0,05$ ).

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Graphique 11  
**Pourcentage de personnes obèses, selon le sexe et le revenu du ménage, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004**



Source des données: Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004  
 \* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe de revenu supérieur ( $p < 0,05$ ).  
 E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

### Problèmes de santé chroniques

Faire de l'embonpoint, ou être obèse, constitue un facteur de risque de présenter un certain nombre de problèmes de santé chroniques. L'analyse des données de l'ESCC révèle des associations entre le surpoids et l'hypertension, le diabète et la maladie cardiaque.

En 2004, moins de 10 % des hommes et des femmes dont l'IMC était dans la fourchette normale ont déclaré faire de l'hypertension (tableau 4). La proportion se situait à un peu plus de 15 % chez les personnes qui faisaient de l'embonpoint et était supérieure à 20 % chez celles qui étaient obèses. Même si l'on tient compte des effets de l'âge, de l'état matrimonial, du niveau de scolarité, du revenu du ménage, de l'usage du tabac et de l'activité physique durant les loisirs, le surpoids demeure fortement associé à l'hypertension (tableau 5) (voir *Limites*).

Un IMC élevé représente un facteur de risque de diabète de type 2<sup>26</sup>. Alors que seulement 2,1 % des hommes dont l'IMC se trouvait dans la catégorie

d'IMC normale ont déclaré faire du diabète, la proportion était de 3,7 % chez ceux faisant de l'embonpoint. Les hommes obèses étaient cinq fois plus susceptibles de faire du diabète que ceux dont l'IMC se situait dans la fourchette normale. Ce profil était semblable chez les femmes. Même si l'on tient compte des effets d'autres facteurs, la probabilité que les hommes et les femmes obèses déclarent faire du diabète est considérablement élevée.

La prévalence de la maladie cardiaque augmente selon l'IMC chez les hommes. Alors que 2,8 % des hommes dont l'IMC était normal ont dit avoir une maladie cardiaque, la proportion s'établissait à 6,0 % chez ceux faisant de l'embonpoint et à près de 8 % chez ceux étant obèses (tableau 4). Même si l'on tient compte des effets de l'âge, de l'état matrimonial, du niveau de scolarité, du revenu du ménage, de l'usage du tabac et de l'activité physique durant les loisirs, l'association entre l'IMC et la maladie cardiaque persiste chez les hommes (tableau 5).

Tableau 4  
**Prévalence de l'hypertension, du diabète et de la maladie cardiaque, selon la catégorie d'IMC, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004**

Catégorie d'IMC (fourchette)	Hommes et femmes		
	%	Hommes %	Femmes %
<b>Hypertension</b>			
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	8,7	7,9 <sup>E</sup>	9,2
Embonpoint (sans obésité) (de 25,0 à 29,9)	15,1*	15,1*	15,2*
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	23,7*	22,1*	25,5*
Obésité, classe II (de 35,0 à 39,9)	30,1*	32,5* <sup>E</sup>	28,0*
Obésité, classe III (≥ 40,0)	29,5*	28,1* <sup>E</sup>	30,1*
<b>Diabète</b>			
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	2,2	2,1 <sup>E</sup>	2,2 <sup>E</sup>
Embonpoint (sans obésité) (de 25,0 à 29,9)	4,3*	3,7*	5,2* <sup>E</sup>
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	9,9*	11,0* <sup>E</sup>	8,6*
Obésité, classes II et III (≥ 35,0)	12,0*	14,1* <sup>E</sup>	10,5* <sup>E</sup>
<b>Maladie cardiaque</b>			
Poids normal (de 18,5 à 24,9)	3,0	2,8	3,1
Embonpoint (sans obésité) (de 25,0 à 29,9)	5,2*	6,0*	4,2
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	7,2*	7,7* <sup>E</sup>	6,6* <sup>E</sup>
Obésité, classes II et III (≥ 35,0)	6,7* <sup>E</sup>	7,9* <sup>E</sup>	5,8 <sup>E</sup>

Source des données: Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004  
 \* Valeur significativement différente de l'estimation pour le poids normal ( $p < 0,05$ ).  
 E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).



## Limites

Pour diverses raisons, le poids et la taille de 42,5 % des répondants qui ont participé à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 n'ont pas été mesurés directement. Ce niveau de non-réponse pourrait biaiser les estimations si les caractéristiques de ces personnes différaient systématiquement de celles pour lesquelles les mensurations ont été prises. On a employé une technique spéciale afin de réduire la possibilité de ce genre de biais (voir *Méthodologie*). Dans l'ensemble, le taux de réponse des hommes était plus faible que celui des femmes, 54,4 % par rapport à 60,6 %.

### Répartition en pourcentage des répondants, selon la réponse et la raison de la non-réponse

	Total %	Hommes %	Femmes %
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
<b>Mesures prises</b>	<b>57,5</b>	<b>54,4</b>	<b>60,6</b>
<b>Mesures non prises, total</b>	<b>42,5</b>	<b>45,6</b>	<b>39,4</b>
Refus	13,6	13,0	14,2
Matériel de mesure	9,0	8,6	9,3
Trop grand pour que l'interviewer puisse prendre les mensurations	7,1	11,5	2,8
Interview téléphonique	4,5	4,5	4,4
Condition de l'interview	3,5	4,2	2,8
État physique	1,8	1,4	2,1
Autre	3,0	2,3	3,8

*Source de données* : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

Le taux de réponse des hommes variait beaucoup selon l'âge et le revenu du ménage; celui des femmes, selon la consommation de fruits et de légumes, l'état matrimonial et le revenu du ménage (tableau D en annexe).

Bien que les classifications en fonction de l'indice de masse corporelle (IMC) d'après les données de l'Enquête santé Canada (ESC) de 1978-1979, des Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire (ECSC), réalisées entre 1986 et 1992, de la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) menée de 1999 à 2002 et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 étaient fondées sur des mesures directes de la taille et du poids, la méthode de collecte des données variait selon l'enquête. Ainsi, dans le cas de l'ESCC de 2004, les intervieweurs sur place ont utilisé des balances électroniques portables pour peser les répondants chez eux; pour la NHANES, réalisée entre 1999 et 2002, des professionnels de la santé ont mesuré les répondants dans des cliniques mobiles.

L'IMC présente plusieurs limites. En effet, celui-ci ne permet pas d'évaluer la répartition du tissu adipeux, alors qu'il s'agit d'un renseignement important, car l'excès de tissu adipeux dans la région abdominale est lié à un accroissement des risques pour la santé<sup>5</sup>.

De plus, il peut entraîner une classification incorrecte chez les jeunes adultes dont la croissance n'est pas achevée, chez les personnes qui sont naturellement très minces ou très musclées, chez celles qui sont très grandes ou très petites et chez certains groupes ethniques ou raciaux<sup>22</sup>. Par conséquent, l'IMC constitue une bonne mesure au niveau de la population, mais pas nécessairement au niveau individuel.

L'IMC ne devrait pas être calculé chez les femmes enceintes<sup>5</sup>. Cependant, comme on n'a pas demandé aux femmes ayant participé à l'Enquête santé Canada de 1978-1979, à l'Enquête sur la promotion de la santé de 1985 et de 1990 et aux Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire, réalisées entre 1986 et 1992, si elles étaient enceintes, celles qui l'étaient n'ont pu en être exclues.

Lors de l'ESCC de 2004, d'autres variables que la taille et le poids ont été autodéclarées. L'incidence et l'exactitude de ces variables sur l'état de santé et les caractéristiques d'une personne sont inconnues.

On a demandé aux répondants de fournir des renseignements sur les activités physiques auxquelles ils s'étaient adonnés durant leur temps de loisirs au cours des trois mois précédents. Il est possible que les erreurs de remémoration aient un effet sur les résultats. En outre, comme l'activité physique à l'école et au travail a été exclue, celle durant les loisirs pourrait ne pas refléter avec précision l'activité physique globale.

Les questions sur la consommation de fruits et de légumes portaient sur le nombre de fois que lesdits aliments étaient consommés par jour, mais non sur les quantités consommées. Comme la taille des portions n'est pas précisée dans les questions, il est impossible d'évaluer l'observation des recommandations concernant l'apport quotidien, comme celles du *Guide alimentaire canadien*.

Plutôt que le poids proprement dit, des facteurs associés à celui-ci, comme l'activité physique, la composition corporelle, l'adiposité viscérale, la condition physique ou le régime alimentaire pourraient être à l'origine de certaines associations, voire toutes, entre le poids et l'hypertension, le diabète ou la maladie cardiaque<sup>27</sup>. En outre, certaines maladies causent un amaigrissement, alors que d'autres sont associées à un gain de poids. Dans cette analyse, on ne tient pas compte des pertes ou des gains récents de poids, qui pourraient être liés indépendamment à un mauvais état de santé.

L'analyse ne permet pas de faire la distinction entre les diabètes de type 1, de type 2 et le diabète gestationnel. Puisque les facteurs de risque des diverses formes de la maladie diffèrent, il est possible que la force du lien entre l'IMC et la prévalence du diabète qui se « manifeste à l'âge adulte » (type 2) se soit atténuée.

Comme l'ESCC est une enquête transversale, aucune relation de cause à effet entre l'obésité et un comportement lié à la santé ou à d'autres facteurs ne peut être inférée.

Tableau 5

Rapports de cotes corrigés établissant le lien entre, d'une part, la catégorie d'indice de masse corporelle (IMC) et, d'autre part, l'hypertension, le diabète et la maladie cardiaque, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Catégorie d'IMC (fourchette)	Hypertension		Diabète		Maladie cardiaque	
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Hommes et femmes</b>						
Poids normal (18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Embonpoint (sans obésité) (de 25,0 à 29,9)	1,5*	1,2 - 2,0	1,6*	1,1 - 2,3	1,3	0,9 - 1,9
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	2,9*	2,1 - 3,8	3,8*	2,5 - 5,8	1,8*	1,2 - 2,9
Obésité, classes II et III (≥ 35,0)	...	...	5,4*	3,4 - 8,4	2,1*	1,3 - 3,5
Obésité, classe II (de 35,0 à 39,9)	4,7*	3,0 - 7,5	...	...	...	...
Obésité, classe III (≥ 40,0)	5,4*	3,3 - 8,6	...	...	...	...
<b>Hommes</b>						
Poids normal (18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Embonpoint (sans obésité) (de 25,0 à 29,9)	1,8*	1,1 - 2,9	1,5	0,9 - 2,5	1,7*	1,1 - 2,7
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	3,3*	2,0 - 5,5	5,1*	2,6 - 10,1	2,4*	1,2 - 4,5
Obésité, classes II et III (≥ 35,0)	...	...	7,0*	3,4 - 14,4	2,7*	1,2 - 5,8
Obésité, classe II (de 35,0 à 39,9)	6,6*	3,0 - 14,4	...	...	...	...
Obésité, classe III (≥ 40,0)	4,9*	1,9 - 12,7	...	...	...	...
<b>Femmes</b>						
Poids normal (18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Embonpoint (sans obésité) (de 25,0 à 29,9)	1,3	0,9 - 1,7	1,8*	1,0 - 3,3	1,0	0,6 - 1,6
Obésité, classe I (de 30,0 à 34,9)	2,5*	1,7 - 3,7	2,9*	1,7 - 4,9	1,4	0,7 - 2,7
Obésité, classes II et III (≥ 35,0)	...	...	4,4*	2,4 - 8,1	1,6	0,8 - 3,1
Obésité, classe II (de 35,0 à 39,9)	3,5*	1,9 - 6,2	...	...	...	...
Obésité, classe III (≥ 40,0)	5,2*	2,8 - 9,5	...	...	...	...

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

Nota : Les modèles contiennent des variables de contrôle pour l'âge (continu), l'état matrimonial, le niveau de scolarité, le revenu du ménage, l'usage du tabac et l'activité physique durant les loisirs.

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour le poids normal ( $p < 0,05$ ).

... N'ayant pas lieu de figurer.

Chez les femmes, la prévalence de la maladie cardiaque ne variait généralement pas beaucoup en fonction de l'IMC. Faisaient exception les femmes appartenant à la classe d'obésité I, qui étaient plus susceptibles d'avoir un tel diagnostic que celles dont l'IMC se situait dans la fourchette normale (tableau 4). Cependant, si l'on tient compte des effets d'autres facteurs démographiques, socioéconomiques et de ceux liés au mode de vie, cette relation disparaît (tableau 5).

### Mot de la fin

Les résultats de l'Enquête de 2004 sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, qui s'appuient sur des mesures directes de la taille et du poids, indiquent que 23 % des adultes étaient obèses. Bien qu'il soit en hausse par rapport au taux de 14 % enregistré en 1978-1979, ce chiffre

demeure inférieur au taux d'obésité observé aux États-Unis (30 %). Cependant, une autre proportion de Canadiens (36 %) faisaient de l'embonpoint en 2004. Une majorité de Canadiens adultes — près de 60 % — se trouvaient donc dans une fourchette de poids qui augmentait le risque de manifester des problèmes de santé. En fait, les données provenant de l'ESCC démontrent que l'IMC est fortement associé à la probabilité d'être hypertendu, diabétique ou cardiaque. ●

### Remerciements

L'auteur tient à remercier Wayne Millar de son aide lors du calcul des estimations de la variance effectué au moyen de SUDAAN dans le cadre de l'Enquête santé Canada de 1978-1979 et de la National Health and Nutrition Survey de 1999 à 2002.

Une version électronique du présent article intitulée « Obésité chez les adultes au Canada : poids et grandeur mesurés » a été diffusée le 6 juillet 2005 dans le cadre de la série Nutrition : résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (produit n° 82-620-MWF au catalogue de Statistique Canada, gratuit). Cette publication peut être consultée à l'adresse suivante : [www.statcan.ca/francais/research/82-620-MIF/82-620-MIF2005001\\_f.htm](http://www.statcan.ca/francais/research/82-620-MIF/82-620-MIF2005001_f.htm)

## Références

- M.S. Tremblay, P.T. Katzmarzyk et J.D. Willms, « Temporal trends in overweight and obesity in Canada, 1981-1996 », *International Journal of Obesity*, 26(4), 2002, p. 538-543.
- K.M. Flegal, « The obesity epidemic in children and adults: Current evidence and research issues », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 31(Supplement 11), 1999, p. 509-514.
- Organisation mondiale de la Santé, *Obésité : prévention et prise en charge de l'épidémie mondiale* (Organisation mondiale de la Santé, série de rapports techniques n° 894), Genève, 2000.
- P.T. Katzmarzyk, « The Canadian obesity epidemic, 1985-1998 », *Canadian Medical Association Journal*, 166(8), 2002, p. 1039-1040.
- Santé Canada, *Lignes directrices pour la classification du poids chez les adultes*, 2003 (Santé Canada, n° H49-179/2003F au catalogue).
- Institut canadien d'information sur la santé, *Améliorer la santé des Canadiens*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2004.
- J. Gilmore, « L'indice de masse corporelle et la santé », *Rapports sur la santé*, 11(1), 1999, p. 33-47 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- T.L.S. Visscher, A. Rissanen, J.C. Seidell *et al.*, « Obesity and unhealthy life-years in adult Finns: an empirical approach », *Archives of Internal Medicine*, 164(13), 2004, p. 1413-1420.
- M.L. Booth, C. Hunter, C.J. Gore *et al.*, « The relationship between body mass index and waist circumference: implications for estimates of the population prevalence of overweight », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24(8), 2000, p. 1058-1061.
- R.J. Roberts, « Can self-reported data accurately describe the prevalence of overweight? », *Public Health*, 109(4), 1995, p. 275-284.
- M.L. Rowland, « Reporting bias in height and weight data », *Statistical Bulletin of the Metropolitan Insurance Company*, 70(2), 1989, p. 2-11.
- R.S. Strauss, « Comparison of measured and self-reported weight and height in a cross-sectional sample of young adolescents », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 23(8), 1999, p. 904-908.
- ANGOSS Software, *Knowledge Seeker IV for Windows — User's Guide*, ANGOSS Software International Limited, 1995.
- J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
- 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.
- 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.
- B.V. Shah, G.B. Barnwell, G.S. Bieler, *SUDAAN User's Manual, Release 7.5*, Research Triangle Park, Caroline du Nord, Research Triangle Institute, 1977.
- National Center for Health Statistics, *Health, United States, 2004: With Chartbook on the Trends of the Health of Americans*, Hyattsville, Maryland, National Center for Health Statistics, 2004.
- G.M. Torrance, M.D. Hooper et B.A. Reeder, « Trends in overweight and obesity among adults in Canada (1970-1992): evidence from national surveys using measured height and weight », *International Journal of Obesity*, 26(6), 2002, p. 797-804.
- P.T. Katzmarzyk et C.I. Arden, « Overweight and obesity mortality trends in Canada, 1985-2000 », *Canadian Journal of Public Health*, 95(1), 2004, p. 16-20.
- M. St-Pierre et Y. Béland, « Mode effects in the Canadian Community Health Survey: A comparison of CAPI and CATI », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section*, Toronto, août 2004.
- M.S. Tremblay, C.E. Pérez, C.I. Arden *et al.*, « Obésité, embonpoint et origine ethnique », *Rapports sur la santé*, 16(4), 2005, p. 25-37 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- M. Serdula, R. Coates, T. Byers *et al.*, « Evaluation of a brief telephone questionnaire to estimate fruit and vegetable consumption in diverse study populations », *Epidemiology*, 4(5), 1993, p. 455-463.
- T. Stephens, C.L. Craig et B.F. Ferris, « Adult physical activity in Canada: findings from the Canada Fitness Survey I », *Canadian Journal of Public Health*, 77(4), 1986, p. 285-290.
- C.E. Pérez, « Consommation de fruits et de légumes », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 25-34 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- W.J. Millar et T.K. Young, « Évolution du diabète : prévalence, incidence et facteurs de risque », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2003, p. 39-52 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- K.M. Flegal, B.I. Graubard, D.F. Williamson *et al.*, « Excess deaths associated with underweight, overweight, and obesity », *Journal of the American Medical Association*, 293(15), 2005, p. 1861-1867.



## Annexe

Tableau A

Pourcentage de personnes faisant de l'embonpoint ou étant obèses, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 18 ans et plus de sexe masculin, Canada, territoires non compris, 2004

	Population estimée en milliers	Embonpoint		Obésité		Embonpoint et obésité	
		Intervalle de confiance de 95 %		Intervalle de confiance de 95 %		Intervalle de confiance de 95 %	
		%	%	%	%	%	%
<b>Total</b>	<b>11 861</b>	<b>42,0</b>	<b>39,3 - 44,8</b>	<b>22,9</b>	<b>20,7 - 25,2</b>	<b>65,0</b>	<b>62,4 - 67,5</b>
<b>Groupe d'âge</b>							
18 à 24 ans	1 681	27,0*	21,5 - 32,4	10,7* <sup>E</sup>	6,7 - 14,8	37,7*	31,8 - 43,7
25 à 34 ans	1 900	39,9	33,3 - 46,6	24,2	18,0 - 30,4	64,1	58,1 - 70,1
35 à 44 ans	2 577	44,5	37,3 - 51,7	20,0	15,2 - 24,7	64,5	57,5 - 71,4
45 à 54 ans	2 370	42,4	36,0 - 48,8	29,9*	24,6 - 35,2	72,3*	66,2 - 78,3
55 à 64 ans	1 623	45,9	40,0 - 51,7	29,6*	23,8 - 35,4	75,5*	69,4 - 81,5
65 à 74 ans	1 025	52,7*	46,5 - 58,8	24,0	19,4 - 28,6	76,7*	71,9 - 81,5
75 ans et plus	685	49,0*	42,1 - 55,8	19,3	13,5 - 25,1	68,3	62,0 - 74,6
<b>Ethnicité</b>							
Blancs	9 720	43,4	40,5 - 46,3	25,5*	23,0 - 28,0	69,0*	66,4 - 71,5
Noirs	172	31,0 <sup>E</sup>	10,9 - 51,1	F	...	50,7 <sup>E</sup>	27,1 - 74,3
Asiatiques de l'Est/du Sud-Est	811	35,4 <sup>E</sup>	22,1 - 48,6	F	...	39,1* <sup>E</sup>	26,0 - 52,3
Autochtones (hors réserve)	86	31,8 <sup>E</sup>	16,5 - 47,0	33,6 <sup>E</sup>	19,2 - 48,0	65,3	50,7 - 80,0
Autres	1 027	38,6	27,4 - 49,8	14,2* <sup>E</sup>	7,0 - 21,4	52,8*	41,6 - 64,0
<b>Consommation quotidienne de fruits et de légumes</b>							
Moins de 3 fois	4 124	37,4*	33,3 - 41,5	25,8*	22,1 - 29,5	63,2	58,9 - 67,5
De 3 à moins de 5 fois	4 605	42,2	37,7 - 46,6	23,0	19,4 - 26,7	65,2	60,8 - 69,7
5 fois et plus <sup>†</sup>	3 100	47,8	42,7 - 52,9	19,1	15,0 - 23,2	66,9	62,2 - 71,6
<b>Niveau d'activité physique durant les loisirs</b>							
Actif <sup>†</sup>	2 361	45,8	40,7 - 50,8	19,6	15,3 - 23,9	65,3	60,1 - 70,6
Moyennement actif	2 979	44,8	39,8 - 49,8	16,7	13,5 - 20,0	61,5	56,4 - 66,6
Sédentaire	6 520	39,4	35,4 - 43,4	27,0*	23,7 - 30,3	66,4	62,9 - 70,0
<b>État matrimonial (25 ans et plus)</b>							
Marié ou vivant en union libre <sup>†</sup>	7 590	46,2	42,7 - 49,8	24,5	21,6 - 27,3	70,7	67,2 - 74,2
Veuf	237	55,6	43,5 - 67,7	17,2 <sup>E</sup>	9,7 - 24,8	72,9	63,8 - 81,9
Séparé ou divorcé	822	42,6	33,4 - 51,9	24,7	17,6 - 31,8	67,3	58,2 - 76,5
Jamais marié	1 516	34,8*	28,5 - 41,0	29,1	22,0 - 36,2	63,8*	58,3 - 69,4
<b>Niveau de scolarité (de 25 à 64 ans)</b>							
Pas de diplôme d'études secondaires	1 149	39,6	31,7 - 47,5	34,5*	26,8 - 42,3	74,1	66,7 - 81,6
Diplôme d'études secondaires	1 487	36,7	28,2 - 45,1	32,1*	23,6 - 40,6	68,8	60,4 - 77,1
Études postsecondaires partielles	550	44,6	31,5 - 57,6	22,6 <sup>E</sup>	13,7 - 31,5	67,2	55,5 - 78,9
Diplôme d'études postsecondaires <sup>†</sup>	5 197	45,4	41,0 - 49,8	22,0	18,6 - 25,3	67,4	63,1 - 71,7
<b>Revenu du ménage</b>							
Inférieur	245	36,2 <sup>E</sup>	20,1 - 52,2	18,5 <sup>E</sup>	7,6 - 29,5	54,7*	40,0 - 69,5
Moyen-inférieur	540	44,4	30,7 - 58,1	15,6* <sup>E</sup>	8,2 - 23,0	60,0	45,2 - 74,8
Moyen	2 139	40,4	34,0 - 46,8	22,7	16,9 - 28,5	63,1*	57,1 - 69,1
Moyen-supérieur	4 160	39,6*	35,3 - 43,8	24,4	20,7 - 28,1	64,0*	59,5 - 68,5
Supérieur <sup>†</sup>	3 886	45,9	41,3 - 50,5	26,1	22,3 - 29,9	72,0	67,7 - 76,3
Non déclaré	891	40,5	29,8 - 51,2	8,6* <sup>E</sup>	4,9 - 12,3	49,1*	38,2 - 60,0

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

Nota : Les groupes d'âge et les ethnicités sont comparés à l'estimation pour le Canada. Le nombre de répondants pour lesquels des valeurs manquaient était de 3 pour l'état matrimonial, de 40 pour le niveau de scolarité et de 14 pour la consommation de fruits et de légumes.

† Catégorie de référence.

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

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 % (valeur supprimée en raison de la très forte variabilité d'échantillonnage).

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau B

Pourcentage de personnes faisant de l'embonpoint ou étant obèses, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 18 ans et plus de sexe féminin, Canada, territoires non compris, 2004

	Population estimée en milliers	Embonpoint		Obésité		Embonpoint et obésité	
		%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Total</b>	<b>12 124</b>	<b>30,2</b>	<b>28,1 - 32,3</b>	<b>23,2</b>	<b>21,3 - 25,1</b>	<b>53,4</b>	<b>51,2 - 55,7</b>
<b>Groupe d'âge</b>							
18 à 24 ans	1 463	22,3*	17,6 - 27,1	12,1*	8,6 - 15,6	34,4*	29,2 - 39,6
25 à 34 ans	1 926	26,1	20,0 - 32,2	16,9*	12,9 - 21,0	43,0*	36,5 - 49,5
35 à 44 ans	2 529	27,6	22,3 - 32,9	20,9	16,6 - 25,2	48,5	42,5 - 54,6
45 à 54 ans	2 428	33,8	28,4 - 39,2	29,6*	24,4 - 34,8	63,4*	57,5 - 69,3
55 à 64 ans	1 718	32,1	27,5 - 36,8	31,1*	26,2 - 36,1	63,3*	58,0 - 68,5
65 à 74 ans	1 028	37,9*	32,2 - 43,6	25,1	20,4 - 29,8	63,0*	56,6 - 69,4
75 ans et plus	1 032	36,1*	31,3 - 40,9	26,5	21,8 - 31,1	62,5*	57,5 - 67,6
<b>Ethnicité</b>							
Blancs	10 134	29,9	27,7 - 32,1	24,8*	22,7 - 26,9	54,7	52,3 - 57,1
Noirs	223	42,7 <sup>E</sup>	19,9 - 65,5	F	...	65,8 <sup>E</sup>	41,5 - 90,0
Asiatiques de l'Est/du Sud-Est	664	24,0 <sup>E</sup>	13,1 - 34,9	F	...	31,4* <sup>E</sup>	19,4 - 43,5
Autochtones (hors réserve)	174	29,3 <sup>E</sup>	19,3 - 39,3	40,0*	27,9 - 52,0	69,3*	56,9 - 81,6
Autres	930	35,3 <sup>E</sup>	23,1 - 47,4	14,5* <sup>E</sup>	7,9 - 21,2	49,8	38,1 - 61,5
<b>Consommation quotidienne de fruits et de légumes</b>							
Moins de 3 fois	2 919	29,1	25,1 - 33,0	27,4*	23,2 - 31,6	56,5	52,1 - 60,8
De 3 à moins de 5 fois	4 681	29,5	26,5 - 32,6	23,4	20,5 - 26,3	53,0	49,4 - 56,6
5 fois et plus <sup>†</sup>	4 474	31,8	27,9 - 35,8	20,3	17,1 - 23,4	52,1	48,0 - 56,2
<b>Niveau d'activité physique durant les loisirs</b>							
Actif <sup>†</sup>	1 945	27,0	22,0 - 31,9	13,5	10,5 - 16,6	40,5	35,1 - 46,0
Moyennement actif	2 905	31,4	27,1 - 35,7	20,8*	17,5 - 24,1	52,2*	47,5 - 56,9
Sédentaire	7 273	30,6	27,8 - 33,5	26,8*	24,0 - 29,5	57,4*	54,2 - 60,6
<b>État matrimonial (25 ans et plus)</b>							
Mariée ou vivant en union libre <sup>†</sup>	7 268	32,0	29,0 - 34,9	23,4	20,8 - 26,1	55,4	52,2 - 58,6
Veuve	1 088	37,3	32,8 - 41,8	30,0*	25,2 - 34,8	67,3*	63,1 - 71,5
Séparée ou divorcée	1 124	31,5	25,1 - 37,9	27,7	21,7 - 33,8	59,3	51,6 - 67,0
Jamais mariée	1 171	21,4*	16,4 - 26,5	25,6	19,2 - 31,9	47,0*	40,0 - 54,1
<b>Niveau de scolarité (de 25 à 64 ans)</b>							
Pas de diplôme d'études secondaires	1 168	36,5	27,9 - 45,1	36,9*	28,6 - 45,2	73,4*	66,9 - 79,9
Diplôme d'études secondaires	1 697	28,4	22,6 - 34,3	24,9	19,0 - 30,8	53,3	46,6 - 60,0
Études postsecondaires partielles	586	31,3	22,7 - 40,0	32,3*	23,9 - 40,8	63,7*	54,0 - 73,4
Diplôme d'études postsecondaires <sup>†</sup>	5 027	29,0	25,6 - 32,4	20,5	17,8 - 23,2	49,5	45,7 - 53,3
<b>Revenu du ménage</b>							
Inférieur	428	25,6	17,4 - 33,9	21,4 <sup>E</sup>	12,9 - 30,0	47,1	35,0 - 59,2
Moyen-inférieur	833	30,8	23,9 - 37,6	24,8	18,5 - 31,1	55,6	48,0 - 63,1
Moyen	2 500	31,0	26,5 - 35,6	27,9*	23,3 - 32,5	58,9*	54,1 - 63,8
Moyen-supérieur	3 854	28,4	24,7 - 32,1	24,7*	21,6 - 27,9	53,1	49,2 - 57,1
Supérieur <sup>†</sup>	3 412	31,2	26,5 - 35,8	19,6	15,8 - 23,5	50,8	46,0 - 55,6
Non déclaré	1 097	33,1	26,2 - 39,9	18,1	13,1 - 23,0	51,1	43,4 - 58,9

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

Nota : Les groupes d'âge et les ethnicités sont comparés à l'estimation pour le Canada. Le nombre de répondants pour lesquels des valeurs manquaient était de 5 pour l'état matrimonial, de 45 pour le niveau de scolarité, de 30 pour la consommation de fruits et de légumes et de 2 pour le niveau d'activité physique.

† Catégorie de référence.

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

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 % (valeur supprimée en raison de la très forte variabilité d'échantillonnage).

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau C

Pourcentage de personnes faisant de l'embonpoint ou étant obèses, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Population estimée en milliers	Embonpoint		Obésité		Embonpoint et obésité	
		%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Total</b>	<b>23 985</b>	<b>36,1</b>	<b>34,3 - 37,8</b>	<b>23,1</b>	<b>21,7 - 24,5</b>	<b>59,1</b>	<b>57,4 - 60,8</b>
<b>Groupe d'âge</b>							
18 à 24 ans	3 144	24,8*	21,0 - 28,7	11,4*	8,7 - 14,1	36,2*	32,0 - 40,3
25 à 34 ans	3 826	33,0	28,5 - 37,4	20,5	16,9 - 24,2	53,5*	49,1 - 57,9
35 à 44 ans	5 106	36,2	31,9 - 40,4	20,4*	17,3 - 23,5	56,6	52,1 - 61,0
45 à 54 ans	4 798	38,0	34,0 - 42,1	29,7*	26,2 - 33,3	67,8*	63,5 - 72,1
55 à 64 ans	3 341	38,8	35,2 - 42,4	30,4*	26,3 - 34,5	69,2*	65,0 - 73,4
65 à 74 ans	2 053	45,3*	40,7 - 49,8	24,6	21,2 - 27,9	69,9*	65,6 - 74,1
75 ans et plus	1 717	41,2*	37,3 - 45,2	23,6	19,9 - 27,3	64,8*	60,9 - 68,8
<b>Ethnicité</b>							
Blancs	19 854	36,5	34,7 - 38,3	25,2*	23,5 - 26,8	61,7*	59,9 - 63,4
Noirs	395	37,6 <sup>E</sup>	22,6 - 52,6	21,6 <sup>E</sup>	10,1 - 33,1	59,2	42,1 - 76,2
Asiatiques de l'Est/du Sud-Est	1 475	30,2	21,5 - 39,0	F	...	35,7*	26,8 - 44,6
Autochtones (hors réserve)	260	30,1	21,6 - 38,6	37,8*	28,2 - 47,5	68,0	58,5 - 77,4
Autres	1 957	37,0	28,8 - 45,3	14,4* <sup>E</sup>	9,5 - 19,2	51,4*	43,6 - 59,2
<b>Consommation quotidienne de fruits et de légumes</b>							
Moins de 3 fois	7 044	33,9*	31,0 - 36,9	26,5*	23,8 - 29,1	60,4	57,3 - 63,5
De 3 à moins de 5 fois	9 287	35,8	33,1 - 38,6	23,2	20,9 - 25,6	59,0	56,2 - 61,9
5 fois et plus <sup>†</sup>	7 574	38,4	35,4 - 41,4	19,8	17,3 - 22,3	58,2	55,3 - 61,1
<b>Niveau d'activité physique durant les loisirs</b>							
Actif <sup>†</sup>	4 306	37,3	33,6 - 40,9	16,9	14,1 - 19,6	54,1	50,1 - 58,2
Moyennement actif	5 885	38,2	35,0 - 41,3	18,7	16,5 - 21,0	56,9	53,7 - 60,2
Sédentaire	13 794	34,8	32,4 - 37,1	26,9*	24,7 - 29,0	61,7*	59,2 - 64,1
<b>État matrimonial (25 ans et plus)</b>							
Marié(e) ou vivant en union libre <sup>†</sup>	14 858	39,3	37,0 - 41,5	24,0	22,1 - 25,8	63,2	60,9 - 65,5
Veuf(ve)	1 325	40,6	36,1 - 45,0	27,7	23,5 - 31,9	68,3*	64,6 - 72,0
Séparé(e) ou divorcé(e)	1 946	36,2	31,0 - 41,4	26,5	22,0 - 30,9	62,7	57,0 - 68,4
Jamais marié(e)	2 688	29,0*	24,7 - 33,2	27,5	22,7 - 32,4	56,5*	51,8 - 61,2
<b>Niveau de scolarité (de 25 à 64 ans)</b>							
Pas de diplôme d'études secondaires	2 316	38,0	32,2 - 43,9	35,7*	29,9 - 41,5	73,8*	68,7 - 78,8
Diplôme d'études secondaires	3 184	32,3	27,8 - 36,8	28,3*	23,1 - 33,4	60,5	55,6 - 65,4
Études postsecondaires partielles	1 136	37,7	29,4 - 46,1	27,6	21,2 - 34,1	65,4	57,8 - 73,0
Diplôme d'études postsecondaires <sup>†</sup>	10 224	37,3	34,5 - 40,1	21,2	19,0 - 23,5	58,6	55,6 - 61,5
<b>Revenu du ménage</b>							
Inférieur	674	29,5*	21,6 - 37,4	20,4 <sup>E</sup>	13,6 - 27,2	49,9*	40,3 - 59,4
Moyen-inférieur	1 373	36,1	29,6 - 42,7	21,2	16,2 - 26,1	57,3	50,2 - 64,4
Moyen	4 639	35,4	31,5 - 39,2	25,5	21,9 - 29,1	60,9	57,0 - 64,7
Moyen-supérieur	8 014	34,2*	31,4 - 37,0	24,6	22,0 - 27,1	58,8	55,7 - 61,9
Supérieur <sup>†</sup>	7 297	39,0	35,6 - 42,4	23,1	20,3 - 25,9	62,1	58,7 - 65,5
Non déclaré	1 988	36,4	30,3 - 42,5	13,8*	10,4 - 17,3	50,2*	43,8 - 56,7

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

Nota : Les groupes d'âge et les ethnicités sont comparés à l'estimation pour le Canada. Le nombre de répondants pour lesquels des valeurs manquaient était de 8 pour l'état matrimonial, de 85 pour le niveau de scolarité, de 44 pour la consommation de fruits et de légumes et de 2 pour le niveau d'activité physique.

† Catégorie de référence.

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

E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 % (valeur supprimée en raison de la très forte variabilité d'échantillonnage).

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau D  
Taux de réponse pour la mesure directe de la taille et du poids, selon certaines caractéristiques

	Hommes	Femmes
	%	%
<b>Total</b>	<b>54</b>	<b>61</b>
<b>Groupe d'âge</b>		
18 à 24 ans	57	64
25 à 34 ans	52	61
35 à 44 ans	56	58
45 à 54 ans	49*	61
55 à 64 ans	56	62
65 à 74 ans	59	59
75 ans et plus	57	60
<b>État matrimonial (25 ans et plus)</b>		
Marié(e) ou vivant en union libre	54	62*
Veuf(ve)	54	60
Séparé(e) ou divorcé(e)	55	57
Jamais marié(e)	53	56
<b>Niveau de scolarité (de 25 à 64 ans)</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires	53	57
Diplôme d'études secondaires	56	65
Études postsecondaires partielles	47	56
Diplôme d'études postsecondaires	53	60
<b>Revenu du ménage</b>		
Inférieur	47	70*
Moyen-inférieur	54	65
Moyen	60*	63
Moyen-supérieur	57	65*
Supérieur	53	58
Non déclaré	41*	43*
<b>Consommation quotidienne de fruits et de légumes</b>		
Moins de 3 fois	54	60
De 3 à moins de 5 fois	54	59
5 fois et plus	56	63*
<b>Niveau d'activité physique durant les loisirs</b>		
Actif	57	59
Moyennement actif	56	61
Sédentaire	53	61
<b>Hypertension</b>		
Oui	56	60
Non	54	61
<b>Diabète</b>		
Oui	50	63
Non	55	61
<b>Maladie cardiaque</b>		
Oui	53	58
Non	55	61

*Source des données* : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

\* Valeur significativement différente de celle pour le taux de réponse total ( $p < 0,05$ ).

# L'embonpoint et l'obésité chez les enfants et les adolescents

Margot Shields

## Résumé

### Objectifs

Le présent article traite de la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité chez les enfants et les adolescents de 2 à 17 ans au Canada, d'après des mesures directes de leur taille et de leur poids. On y compare les données recueillies dans le cadre de l'enquête de 1978-1979 et de 2004 et on y présente les tendances selon le sexe et le groupe d'âge.

### Sources des données

Les données fondées sur les mesures directes proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 : nutrition. D'autres renseignements proviennent de l'Enquête santé Canada de 1978-1979 et de la National Health and Nutrition Examination Survey réalisée aux États-Unis de 1999 à 2002.

### Techniques d'analyse

Les estimations des taux d'embonpoint et d'obésité, y compris du taux global reflétant les deux conditions, sont fondées sur les données de l'ESCC de 2004 recueillies auprès de 8 661 enfants et adolescents dont la taille et le poids ont été mesurés.

### Principaux résultats

En 2004, alors que 26 % des enfants et des adolescents canadiens de 2 à 17 ans avaient de l'embonpoint ou étaient obèses, 8 % étaient obèses. Au cours des 25 dernières années, les taux combinés d'embonpoint et d'obésité ont plus que doublé chez les jeunes de 12 à 17 ans, tandis que le taux d'obésité seul a triplé. Les enfants et les adolescents qui mangent des fruits et des légumes au moins cinq fois par jour étaient nettement moins susceptibles d'avoir de l'embonpoint ou d'être obèses que ceux qui consommaient ces aliments moins souvent. La probabilité d'avoir de l'embonpoint ou d'être obèse augmente avec le « temps passé devant un écran » (regarder la télévision, jouer à des jeux vidéo ou utiliser un ordinateur).

## Mots-clés

Adolescence, indice de masse corporelle, poids corporel, exercice, santé familiale, comportement lié à la santé.

## Auteure

Margot Shields (613-951-4177; margot.shields@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Au cours des 25 dernières années, la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité chez les enfants et les adolescents a augmenté, l'accroissement le plus important ayant été observé dans les pays économiquement développés<sup>1</sup>. Selon les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 : nutrition, une part importante d'enfants et d'adolescents canadiens sont à l'origine de cette tendance.

Les enquêtes sur la santé s'appuient souvent sur des données relatives au poids et à la taille des participants à ces enquêtes. Il résulte de cette pratique que la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité est sous-estimée<sup>2-5</sup> (voir *La méthodologie importe*). Cependant, pour l'ESCC de 2004, les intervieweurs ont mesuré directement la taille et le poids d'un échantillon national représentatif de Canadiens (voir *Méthodologie*).

Avant l'ESCC de 2004, la taille et le poids d'un échantillon représentatif de jeunes canadiens de 2 à 17 ans avaient été mesurés directement dans le cadre de l'Enquête santé Canada (ESC) de 1978-1979. La comparaison des résultats de cette enquête aux données récentes de l'ESCC

## Méthodologie

### Sources des données

Les pourcentages de jeunes de 2 à 17 ans ayant de l'embonpoint ou étant obèses ont été calculés d'après les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 : nutrition. L'ESCC de 2004 a été conçue en vue de recueillir, à l'échelle provinciale, des renseignements sur l'état nutritionnel de la population canadienne (voir [http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index\\_f.htm](http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index_f.htm)). Sont exclus du champ de l'enquête les personnes vivant en établissement, les habitants des trois territoires, des réserves indiennes et de certaines régions éloignées, ainsi que le personnel de la force régulière des Forces armées et les civils résidant dans les bases militaires. Le taux de réponse a été de 76,5 %. Des mesures de la taille et du poids ont été obtenues auprès de 65 % des jeunes de 2 à 17 ans qui ont participé à l'ESCC de 2004, soit un total de 8 661 enfants et adolescents (voir *Limites*).

Les estimations historiques des pourcentages d'enfants et d'adolescents canadiens que l'on a classés dans les catégories de l'embonpoint et de l'obésité, d'après des mesures directes de la taille et du poids, sont fondées sur des données provenant de l'Enquête santé Canada de 1978-1979 et, pour les jeunes de 12 à 17 ans, de l'Enquête condition physique Canada de 1981 et de l'Enquête Campbell sur la santé et le bien-être au Canada de 1988. Pour le groupe des 12 à 17 ans, les pourcentages fondés sur des données autodéclarées proviennent des cycles de 2000-2001 et de 2003 de l'ESCC, ainsi que des cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). Pour le groupe des 2 à 11 ans, les estimations sont fondées sur des données déclarées par les parents pour les cycles de 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999, 2000-2001 et 2002-2003 de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ). Pour 2002-2003, les estimations de l'ELNEJ n'ont pu être calculées que pour les enfants de 2 à 5 ans, car le fichier transversal n'inclut aucun enregistrement pour les enfants de 6 ans et plus.

La prévalence de l'embonpoint et de l'obésité chez les enfants et les adolescents américains est estimée d'après des données provenant de la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES), réalisée de 1999 à 2002, dans le cadre de laquelle des mesures de la taille et du poids ont été recueillies pour 7 297 enfants et adolescents.

### Techniques d'analyse

Des statistiques descriptives tirées de l'ESCC de 2004 ont été utilisées pour estimer les pourcentages de jeunes de 2 à 17 ans qui avaient de l'embonpoint et de ceux qui étaient obèses, selon certaines caractéristiques (tableaux A et B en annexe). Toutes les estimations sont fondées sur les 8 661 enfants et adolescents pour lesquels on a obtenu des mesures directes de la taille et du poids. Puisqu'ils ne représentaient que 65 % des enfants et des adolescents ayant participé à l'ESCC de 2004, un ajustement a été fait pour réduire au minimum le biais de non-réponse. Un poids d'échantillonnage particulier a été créé en redistribuant les poids d'échantillonnage des non-répondants entre les répondants et en se basant sur des classes de propension à répondre. Des variables telles que la province, l'âge, le sexe, le revenu du ménage, l'ethnicité, le niveau de scolarité, l'activité physique, la consommation de fruits et de légumes ainsi que les problèmes de santé chroniques ont été utilisées pour définir les classes. Ces dernières ont été créées au moyen de l'algorithme CHAID (Chi-Square Automatic Interaction Detector) disponible dans *Knowledge Seeker*<sup>6</sup> afin de repérer les caractéristiques qui permettaient de mieux diviser l'échantillon en groupes dissemblables pour ce qui est de la réponse et de la non-réponse. Ce poids d'échantillonnage corrigé a été utilisé pour le calcul de toutes les estimations produites dans la présente analyse. Les erreurs-types et les coefficients de variation ont été estimés à l'aide de la technique du *bootstrap*, qui tient compte des effets du plan d'enquête<sup>7-9</sup>.

Des critères spécifiés par le groupe de travail international sur l'obésité (International Obesity TaskForce) ont été utilisés pour définir l'embonpoint et l'obésité chez les jeunes (voir *Calcul des seuils d'embonpoint et d'obésité chez les enfants et les adolescents*) pour toutes les sources de données utilisées dans le présent rapport.

Les erreurs-types et les coefficients de variation pour les estimations calculées d'après les données de l'Enquête santé Canada de 1978-1979 et de la NHANES, réalisée de 1999 à 2002, ont été estimés au moyen de SUDAAN, qui utilise une méthode de linéarisation par développement en série de Taylor pour tenir compte du plan de sondage complexe<sup>10</sup>.

La répartition de la population à domicile selon l'indice de masse corporelle (IMC) (graphique 3) a été ajustée en calculant les moyennes sur trois points. Par exemple, le pourcentage de la population dont l'IMC est de 23 a été calculé en additionnant les pourcentages de personnes ayant un IMC de 22, de 23 et de 24, puis en divisant le résultat par trois.



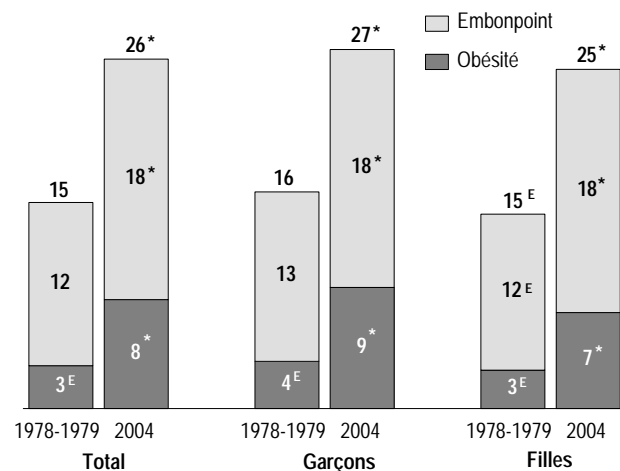
permet de se faire une meilleure idée quant à l'augmentation de la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité chez les jeunes canadiens au cours des 25 dernières années. Les résultats de cette enquête, réalisée de 1978 à 1979, montrent que 12 % des jeunes de 2 à 17 ans avaient de l'embonpoint et que 3 % étaient obèses, ce qui équivaut à un taux combiné de 15 %. En 2004, environ 1,1 million de garçons et de filles de ce groupe d'âge (18 %) avaient de l'embonpoint et un autre demi-million (8 %) étaient obèses. Autrement dit, plus du quart (26 %) de ces jeunes avaient de l'embonpoint ou étaient obèses.

### Augmentation marquée du taux d'embonpoint et d'obésité

L'augmentation de la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité est similaire chez les garçons et les filles (graphique 1). En 2004, chez les garçons comme chez les filles, les taux combinés d'embonpoint et d'obésité étaient environ 70 % plus élevés qu'ils ne l'étaient en 1978-1979, alors que le taux d'obésité était 2,5 fois plus élevé.

Graphique 1

Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon le sexe, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 1978-1979 et 2004



Sources des données : Enquête santé Canada, 1978-1979; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

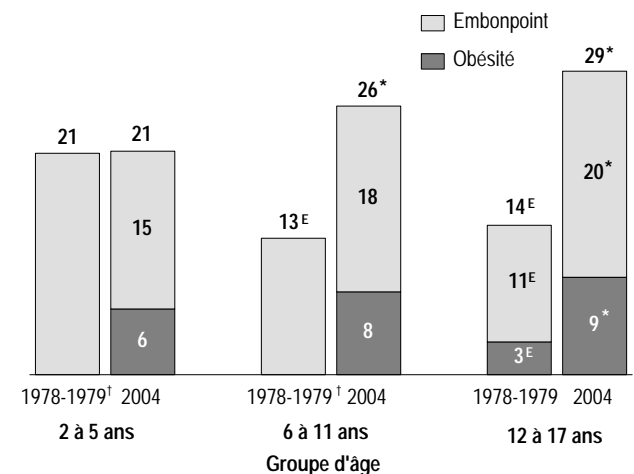
Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour 1978-1979 ( $p < 0,05$ ).  
E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Cependant, les tendances varient selon le groupe d'âge. Par exemple, alors que la proportion d'enfants de 2 à 5 ans qui avaient de l'embonpoint ou étaient obèses n'a presque pas changé, les taux combinés d'embonpoint et d'obésité des adolescents de 12 à 17 ans ont plus que doublé, passant de 14 % à 29 % (graphique 2). En outre, la proportion de jeunes de ce groupe d'âge qui étaient obèses a triplé, passant de 3 % en 1978-1979 à 9 % en 2004.

Graphique 2

Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon le groupe d'âge, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 1978-1979 et 2004



Sources des données : Enquête santé Canada, 1978-1979; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

† Le coefficient de variation étant supérieur à 33,3 %, l'estimation ne peut être diffusée; la prévalence combinée de l'embonpoint et de l'obésité est présentée.

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour 1978-1979 ( $p < 0,05$ ).  
E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

### Seuils d'IMC surpassés

Les mesures de l'embonpoint et de l'obésité sont fondées sur l'indice de masse corporelle (IMC), une mesure qui tient compte du poids et de la taille (poids en kilogrammes divisé par le carré de la taille exprimée en mètres). Pour les adultes de 18 ans et plus dans la catégorie des personnes ayant de l'embonpoint ou de celles étant obèses, on utilise un seuil d'IMC de 25 et de 30, respectivement, d'après les risques pour la santé associés au fait

## La méthodologie importe

Aux États-Unis, les données de la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) révèlent de fortes hausses des pourcentages d'enfants et d'adolescents qui avaient de l'embonpoint ou qui étaient obèses entre 1976-1980 et 1988-1994 et, de nouveau, entre 1988-1994 et 1999-2002<sup>11</sup>.

Au Canada, en raison des variations dans les méthodes utilisées pour recueillir les renseignements sur le poids et la taille, il est difficile de déterminer avec précision quand les estimations de la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité ont commencé à augmenter. Pour les adolescents de 12 à 17 ans, les estimations fondées sur des mesures directes de la taille et du poids peuvent être calculées pour quatre années de référence : 1978-1979, 1981, 1988 et 2004 (voir *Méthodologie*). Ces données révèlent une faible diminution des taux combinés d'embonpoint et d'obésité et du taux d'obésité entre 1978-1979 et 1981<sup>12</sup>, puis une augmentation importante de 1981 à 1988 et de 1988 à 2004 (graphique A en annexe). Les calculs fondés sur les données autodéclarées indiquent une stabilisation des taux entre 1994-1995 et 2003. Par contre, de 2003 à 2004, lorsque la méthode de collecte a changé pour passer des données autodéclarées aux données mesurées, la prévalence combinée de l'embonpoint et de l'obésité ainsi que la prévalence de l'obésité ont augmenté fortement. Cette constatation n'est pas surprenante, puisque les données autodéclarées ont tendance à produire des estimations plus faibles d'embonpoint et d'obésité<sup>2-5</sup>.

La comparaison de la taille et du poids moyens des jeunes de 12 à 17 ans en 2003 (données autodéclarées) et en 2004 (données mesurées) illustre ces tendances. En 2004, la taille moyenne des garçons et des filles mesurée directement était inférieure d'un tiers de pouce aux moyennes de 2003 fondées sur des données autodéclarées. Le poids moyen des garçons en 2004 était supérieur de trois livres à celui de 2003 et, pour les filles, supérieur de six livres. Par conséquent, l'augmentation en un an des taux d'embonpoint et d'obésité chez les adolescents était considérable.

	2003 (Auto- déclaration)	2004 (Mesure directe)	Différence
<b>Garçons de 12 à 17 ans</b>			
Taille moyenne	66,6 po 169,2 cm	66,3 po 168,4 cm	-0,3 po -0,8 cm
Poids moyen	137,1 lb 62,2 kg	140,4 lb 63,7 kg	3,3 lb 1,5 kg
IMC moyen	21,4	22,3	0,9
Taux d'embonpoint et d'obésité	24,0 %	32,3 %	8,3 %
Taux d'obésité	5,7 %	11,1 %	5,4 %
<b>Filles de 12 à 17 ans</b>			
Taille moyenne	63,6 po 161,5 cm	63,3 po 160,8 cm	-0,3 po -0,7 cm
Poids moyen	120,3 lb 54,6 kg	126,0 lb 57,2 kg	5,7 lb 2,6 kg
IMC moyen	20,7	22,0	1,3
Taux d'embonpoint et d'obésité	14,2 %	25,8 %	11,6 %
Taux d'obésité	3,3 %	7,4 %	4,1 %

Un autre problème associé aux taux d'embonpoint et d'obésité fondés sur des données autodéclarées est la variation du mode de collecte. Les données autodéclarées recueillies au moyen d'interviews sur place produisent des taux d'obésité plus élevés que celles recueillies par le truchement d'interviews téléphoniques<sup>13</sup>. En 1994-1995, presque toutes les interviews ont été réalisées sur place; en 1996-1997 et en 1998-1999, la plupart ont été faites par téléphone. En 2000-2001, environ la moitié ont été effectuées sur place et l'autre moitié, par téléphone; en 2003, environ le quart ont été menées sur place.

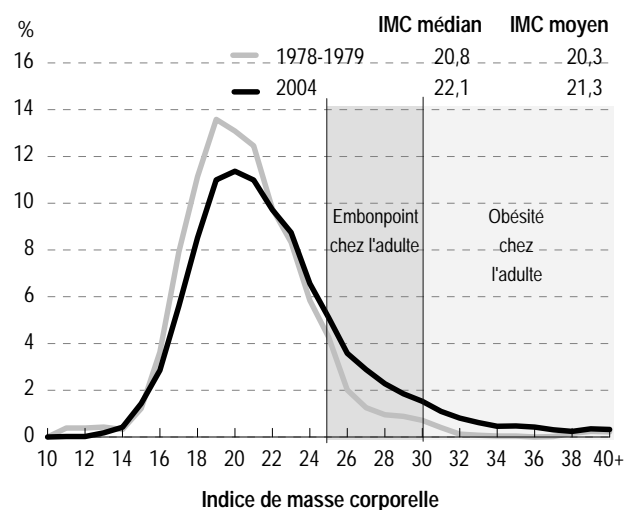
Chez les enfants de 2 à 11 ans, les données déclarées et les mesures réelles révèlent un biais différent. Les données pour 1994-1995 à 2002-2003 sont tirées de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), dans le cadre de laquelle les parents ont déclaré la taille et le poids de l'enfant (graphiques B et C en annexe). Une comparaison avec les mesures directes de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 laisse entendre que, lorsque les parents font la déclaration au nom de leurs enfants, les taux d'embonpoint et d'obésité sont plus élevés, en grande partie parce que les parents ont tendance à sous-estimer la taille de leurs enfants. Il est possible qu'ils déclarent la taille qu'avait l'enfant la dernière fois qu'il a été mesuré, ce qui pourrait être inexact étant donné la vitesse à laquelle grandissent les enfants à ces âges-là. Si la taille est systématiquement sous-estimée, les taux d'embonpoint et d'obésité seront alors considérablement surestimés.

	2002-2003 (Déclaration par le parent)	2004 (Mesure directe)	Différence
<b>De 2 à 5 ans</b>			
Taille moyenne	39,7 po 100,8 cm	40,5 po 102,9 cm	0,8 po 2,1 cm
Poids moyen	38,2 lb 17,4 kg	38,5 lb 17,5 kg	0,3 lb 0,1 kg
IMC moyen	17,2	16,4	-0,8
Taux d'embonpoint et d'obésité	36,1 %	21,5 %	-14,6 %
Taux d'obésité	20,1 %	6,3 %	-13,8 %
	2000-2001 (Déclaration par le parent)	2004 (Mesure directe)	Différence
<b>De 6 à 11 ans</b>			
Taille moyenne	52,0 po 132,1 cm	53,0 po 134,6 cm	1,0 po 2,5 cm
Poids moyen	70,0 lb 31,8 kg	73,7 lb 33,4 kg	3,7 lb 1,6 kg
IMC moyen	18,2	18,1	-0,1
Taux d'embonpoint et d'obésité	32,1 %	25,8 %	-6,3 %
Taux d'obésité	11,7 %	8,0 %	-3,7 %



Graphique 3

Répartition en pourcentage de la population à domicile de 12 à 17 ans, selon l'indice de masse corporelle (IMC), Canada, territoires non compris, 1978-1979 et 2004



Sources des données : Enquête santé Canada, 1978-1979; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

d'appartenir à l'une de ces catégories d'IMC<sup>14</sup>. Pour les enfants et les adolescents, les seuils sont plus bas et sont également fonction de l'âge (voir *Calcul des seuils d'embonpoint et d'obésité chez les enfants et les adolescents*).

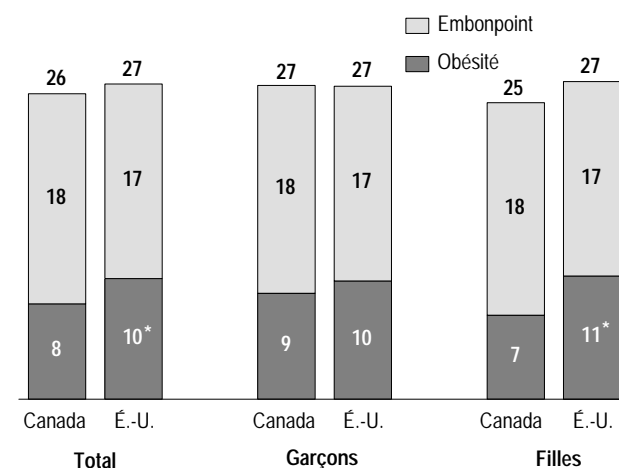
Entre 1978-1979 et 2004, l'IMC moyen des adolescents de 12 à 17 ans est passé de 20,8 à 22,1. Ce changement a produit un déplacement de la répartition de l'IMC pour ce groupe d'âge vers des valeurs plus élevées, qui correspondent à une corpulence plus lourde. Les proportions d'adolescents de 12 à 17 ans dont l'IMC est supérieur à 25 ou à 30, c'est-à-dire les seuils d'embonpoint et d'obésité établis pour les adultes, sont celles qui ont le plus augmenté (graphique 3). Cette observation est particulièrement importante, puisque l'adolescence est une période critique qui détermine souvent l'apparition de l'obésité à l'âge adulte<sup>1,15-18</sup>.

## Comparaison entre le Canada et les États-Unis

Depuis le début des années 1960, la taille et le poids d'un échantillon national représentatif d'Américains ont été mesurés directement dans le

Graphique 4

Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon le sexe, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada (2004) et États-Unis (de 1999 à 2002)



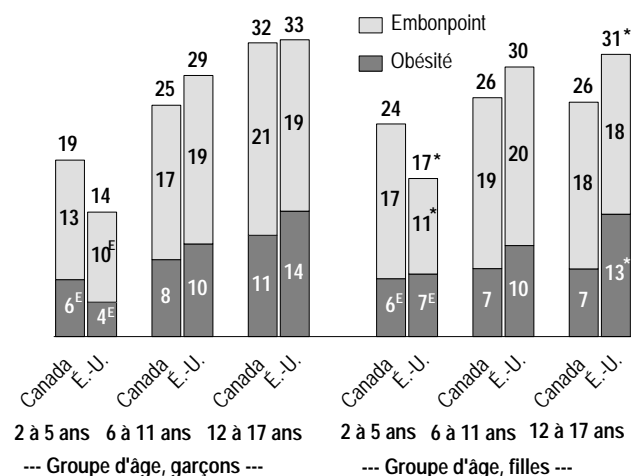
Sources des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004; National Health and Nutrition Examination Survey, 1999 à 2002

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

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ( $p < 0,05$ ).

Graphique 5

Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada (2004) et États-Unis (de 1999 à 2002)



Sources des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004; National Health and Nutrition Examination Survey, 1999 à 2002

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

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ( $p < 0,05$ ).

### Calcul des seuils d'embonpoint et d'obésité chez les enfants et les adolescents

Pour l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004, on a calculé l'indice de masse corporelle (IMC) d'après le poids et la taille de l'enfant ou de l'adolescent mesurés par l'intervieweur. Pour ce faire, on divise le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres.

Pour classer les adultes dans la catégorie de l'embonpoint ou de l'obésité, on utilise les seuils d'IMC de 25 et de 30, respectivement, d'après les risques pour la santé associés au fait d'appartenir à ces catégories d'IMC<sup>11,19</sup>. Récemment, le groupe de travail international sur l'obésité (International Obesity TaskForce [IOTF]) a convenu d'adopter une nouvelle approche pour évaluer l'embonpoint et l'obésité chez les enfants et les adolescents<sup>20</sup>. Comme les niveaux d'IMC auxquels sont associés les risques pour la santé chez les jeunes ne sont pas établis clairement, le groupe a recommandé d'extrapoler les seuils de 25 et de 30 utilisés pour les adultes en vue de créer des valeurs selon l'âge et le sexe. Au moyen de données recueillies aux États-Unis, au Royaume-Uni, aux Pays-Bas, au Brésil, à Hong Kong et à Singapour, le groupe a établi les courbes de centiles d'IMC passant par les valeurs de 25 et de 30 pour les personnes de 18 ans. Comme le degré de maturité sexuelle a une influence sur la quantité de tissu adipeux, les seuils établis par l'IOTF sont sensibles au moment où a lieu la puberté<sup>17</sup>. Les taux d'embonpoint et d'obésité présentés dans le présent article sont fondés sur les critères de l'IOTF.

Par exemple, un garçon de 7 ans mesurant 3 pieds 11 pouces (119 cm) et pesant 56,9 livres (25,8 kg) aurait un IMC de 18,2 et serait considéré comme ayant de l'embonpoint; une fille de 13 ans mesurant 5 pieds 3 pouces (160 cm) et pesant 161 livres (73 kg) aurait un IMC de 28,5 et serait considérée comme étant obèse.

Les auteurs de nombreuses études antérieures ont utilisé les courbes de croissance établies aux États-Unis et classé les jeunes dont l'IMC se situe au-dessus du 85<sup>e</sup> et du 95<sup>e</sup> centiles pour les groupes âge-sexe dans la catégorie de l'embonpoint ou de l'obésité, respectivement. Bien que les deux méthodes donnent généralement

des résultats semblables, les valeurs de référence de l'IOTF ont tendance à produire des estimations plus faibles pour les jeunes enfants et des estimations plus élevées pour ceux qui sont plus âgés<sup>1,21</sup>.

Âge (années)	Seuils d'embonpoint IMC égal ou supérieur à :		Seuils d'obésité IMC égal ou supérieur à :	
	Garçons	Filles	Garçons	Filles
2	18,41	18,02	20,09	19,81
2,5	18,13	17,76	19,80	19,55
3	17,89	17,56	19,57	19,36
3,5	17,69	17,40	19,39	19,23
4	17,55	17,28	19,29	19,15
4,5	17,47	17,19	19,26	19,12
5	17,42	17,15	19,30	19,17
5,5	17,45	17,20	19,47	19,34
6	17,55	17,34	19,78	19,65
6,5	17,71	17,53	20,23	20,08
7	17,92	17,75	20,63	20,51
7,5	18,16	18,03	21,09	21,01
8	18,44	18,35	21,60	21,57
8,5	18,76	18,69	22,17	22,18
9	19,10	19,07	22,77	22,81
9,5	19,46	19,45	23,39	23,46
10	19,84	19,86	24,00	24,11
10,5	20,20	20,29	24,57	24,77
11	20,55	20,74	25,10	25,42
11,5	20,89	21,20	25,58	26,05
12	21,22	21,68	26,02	26,67
12,5	21,56	22,14	26,43	27,24
13	21,91	22,58	26,84	27,76
13,5	22,27	22,98	27,25	28,20
14	22,62	23,34	27,63	28,57
14,5	22,96	23,66	27,98	28,87
15	23,29	23,94	28,30	29,11
15,5	23,60	24,17	28,60	29,29
16	23,90	24,37	28,88	29,43
16,5	24,19	24,54	29,14	29,56
17	24,46	24,70	29,41	29,69
17,5	24,73	24,85	29,70	29,84
18+	25,00	25,00	30,00	30,00

Source : T.J. Cole et al. (référence n° 20)

cadre de la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES). Selon les plus récentes données de cette enquête (réalisée de 1999 à 2002), les taux combinés d'embonpoint et d'obésité chez les jeunes de 2 à 17 ans étaient semblables aux États-Unis et au Canada (graphique 4), mais le taux d'obésité était légèrement supérieur aux États-Unis, soit 10 % par rapport à 8 %.

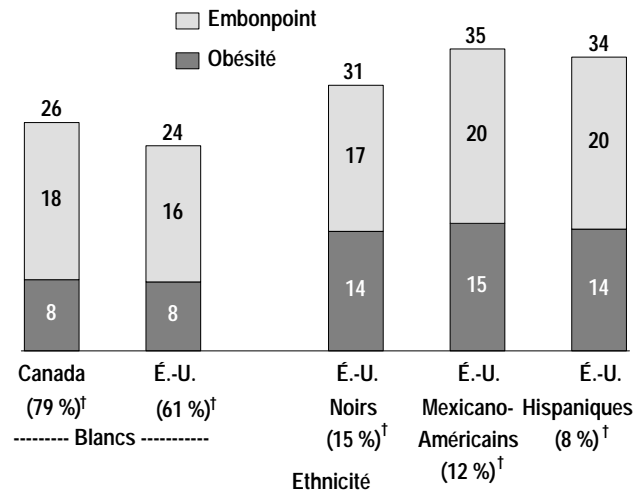
Les proportions de garçons qui avaient de l'embonpoint ou qui étaient obèses, ou uniquement de ceux qui étaient obèses, étaient semblables dans les deux pays, mais on observait des différences chez les filles (graphique 5). Les Canadiennes de 2 à 5 ans étaient plus susceptibles d'avoir de l'embonpoint ou d'être obèses que les Américaines du même groupe d'âge. Par contre, parmi le groupe des 12 à 17 ans, les Américaines étaient près de deux fois plus susceptibles d'être obèses (13 %) que les Canadiennes (7 %).

Aux États-Unis, la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité augmente avec l'âge chez les jeunes des deux sexes. Chez les garçons américains, les taux combinés d'embonpoint et d'obésité étaient de 14 % pour le groupe des 2 à 5 ans et de 33 % pour celui des 12 à 17 ans, alors que chez les filles, les chiffres correspondants étaient de 17 % et de 31 %. Au Canada, la proportion de garçons ayant de l'embonpoint ou étant obèses était plus élevée parmi le groupe des 12 à 17 ans (32 %) que parmi celui des 2 à 5 ans (19 %). Toutefois, la proportion de filles canadiennes ayant de l'embonpoint ou étant obèses était d'environ 25 %, peu importe l'âge.

Si la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité chez les jeunes continue d'augmenter, les écarts entre le Canada et les États-Unis pourraient être encore plus importants, car les taux estimés pour les États-Unis sont fondés sur des données plus anciennes que les données canadiennes, les premières ayant été recueillies entre 1999 et 2002.

Un autre facteur dont il faut tenir compte en comparant les taux des deux pays est la composition ethnique de la population. Aux États-Unis, les taux combinés d'embonpoint et d'obésité étaient relativement élevés (supérieurs à 30 %) chez les enfants et les adolescents noirs, hispaniques et

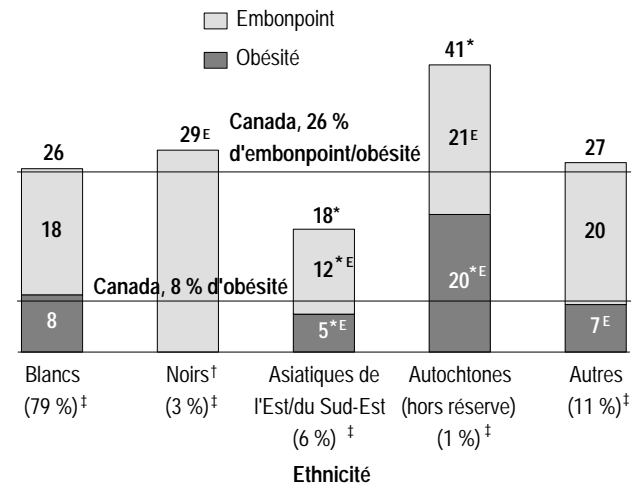
Graphique 6  
Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon l'ethnicité, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada (2004) et États-Unis (de 1999 à 2002)



Sources des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004; National Health and Nutrition Examination Survey, 1999 à 2002

<sup>†</sup> Pourcentage de la population de 2 à 17 ans appartenant à ce groupe.

Graphique 7  
Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon l'ethnicité, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2004



Sources des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

<sup>†</sup> Le coefficient de variation étant supérieur à 33,3 %, l'estimation pour l'obésité ne peut être diffusée; la prévalence combinée de l'embonpoint et de l'obésité est présentée.

<sup>†</sup> Pourcentage de la population de 2 à 17 ans appartenant à ce groupe.  
<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

<sup>\*</sup> Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ( $p < 0,05$ ).

mexicano-américains (graphique 6). Ces groupes ethniques représentent environ le tiers des jeunes américains, mais ne constituent qu'une très faible part de la population de jeunes canadiens. La comparaison des taux combinés d'embonpoint et d'obésité chez les jeunes canadiens et les jeunes américains de race blanche ne révèle aucun écart significatif.

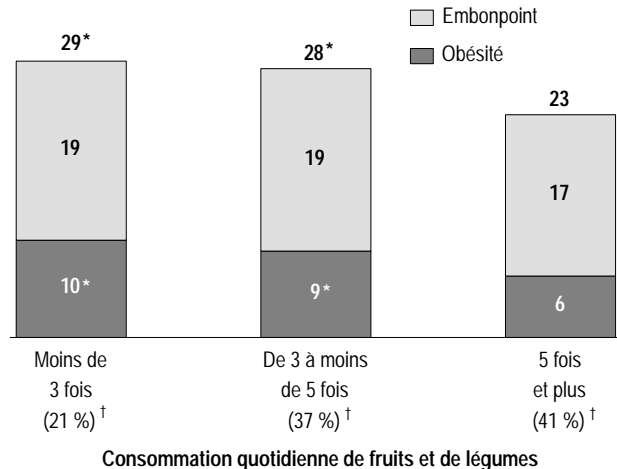
Au Canada, une proportion significativement élevée de jeunes autochtones vivant hors réserve avaient de l'embonpoint ou étaient obèses (41 %). En fait, 20 % étaient obèses, c'est-à-dire 2,5 fois la moyenne nationale (graphique 7). Par contre, une proportion relativement faible (18 %) de jeunes originaires d'Asie de l'Est et d'Asie du Sud-Est avaient de l'embonpoint ou étaient obèses. Ces différences entre les groupes d'origine ethnique persistent si l'on tient compte des effets de l'âge et des facteurs socioéconomiques (données non présentées). Cependant, comme leur population est assez peu nombreuse, ces différences ont peu d'influences sur les taux nationaux d'embonpoint et d'obésité.

### Alimentation, exercice et temps passé devant un écran

Des études fondées sur des données américaines révèlent que la consommation de repas-minutes chez les enfants a augmenté de façon spectaculaire au cours des deux dernières décennies, et qu'une grande majorité de ceux-ci ne consomment pas suffisamment de fruits et de légumes<sup>1,18</sup>. Selon les données de l'ESCC de 2004, 59 % des enfants et des adolescents canadiens consommaient des fruits et des légumes moins de cinq fois par jour (voir *Définitions*). Ces jeunes étaient beaucoup plus susceptibles d'avoir de l'embonpoint ou d'être obèses que ceux qui mangeaient plus souvent des fruits et des légumes (graphique 8).

Certaines études ont démontré que l'activité physique protège contre l'obésité durant l'enfance<sup>22</sup>, alors que d'autres n'ont établi aucun lien de ce genre<sup>1</sup> (voir *Limites*). L'analyse des données de l'ESCC indique que le niveau d'activité physique n'est associé ni à l'embonpoint ni à l'obésité chez les enfants de 6 à 11 ans (graphique 9), mais que

Graphique 8  
Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon la consommation quotidienne de fruits et de légumes, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2004

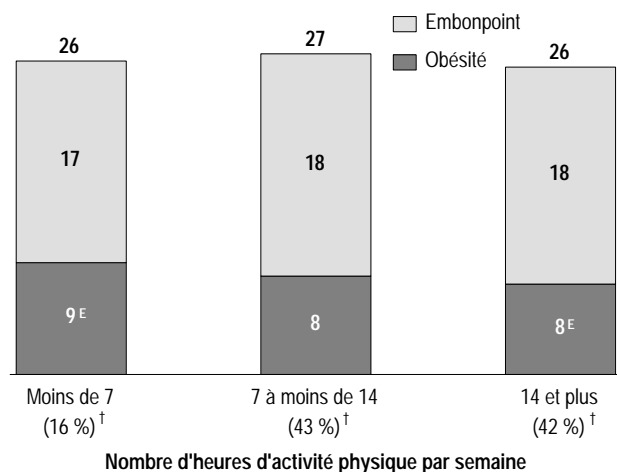


Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

<sup>†</sup> Pourcentage de la population de 2 à 17 ans appartenant à ce groupe.

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour 5 fois et plus ( $p < 0,05$ ).

Graphique 9  
Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon le nombre d'heures d'activité physique par semaine, population à domicile de 6 à 11 ans, Canada, territoires non compris, 2004



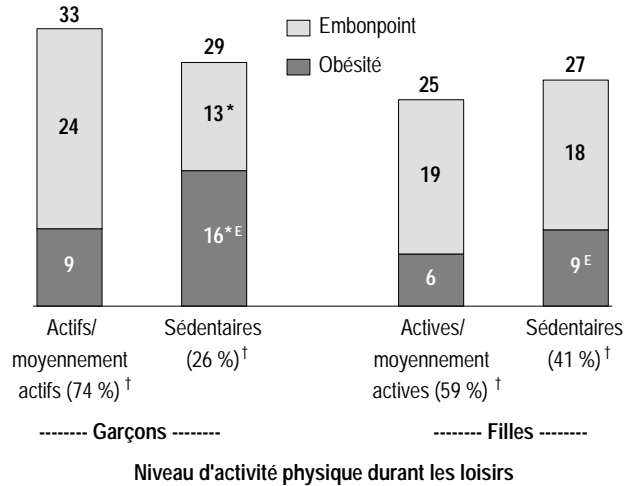
Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

<sup>†</sup> Pourcentage de la population de 6 à 11 ans appartenant à ce groupe.

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Graphique 10

Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon le sexe et le niveau d'activité physique durant les loisirs, population à domicile de 12 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2004



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

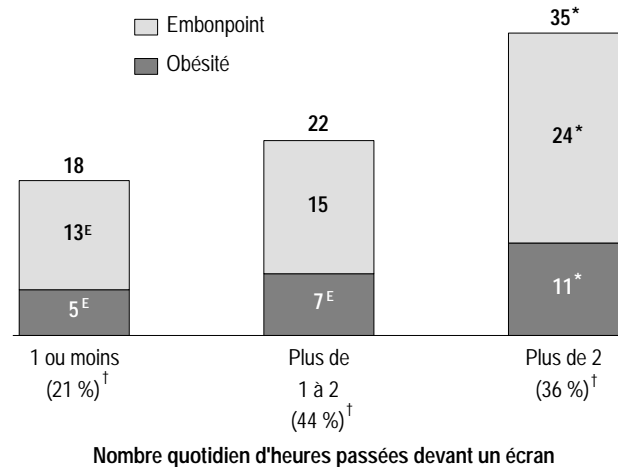
<sup>†</sup> Pourcentage de la population de sexe masculin ou de sexe féminin de 12 à 17 ans appartenant à ce groupe.

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour les actifs(ves) ou moyennement actifs(ves) ( $p < 0,05$ ).

Graphique 11

Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon le nombre quotidien d'heures passées devant un écran, population à domicile de 6 à 11 ans, Canada, territoires non compris, 2004



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

<sup>†</sup> Pourcentage de la population de 6 à 11 ans appartenant à ce groupe.

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour 1 ou moins ( $p < 0,05$ ).

chez les adolescents de 12 à 17 ans, les associations sont significatives, quoique chez les garçons uniquement (graphique 10). Les garçons sédentaires étaient plus susceptibles que leurs homologues actifs d'être obèses (16 % contre 9 %). Étonnamment, une plus forte proportion de garçons actifs et moyennement actifs que de garçons sédentaires avaient de l'embonpoint (sans être obèses).

Regarder la télévision, jouer à des jeux vidéo et utiliser un ordinateur sont des activités fréquentes chez de nombreux enfants canadiens. Le temps consacré à ces activités est souvent appelé « temps passé devant un écran ». En 2004, plus du tiers (36 %) des enfants de 6 à 11 ans passaient plus de deux heures par jour devant un écran (graphique 11). Ces enfants étaient deux fois plus susceptibles d'avoir de l'embonpoint ou d'être obèses (35 %) que ceux n'y passant qu'une heure ou moins (18 %). L'obésité était également environ deux fois plus fréquente parmi ce groupe (11 %) que chez ceux qui passaient une heure par jour ou moins devant un écran (5 %).

Chez les adolescents de 12 à 17 ans, le temps passé devant un écran a été évalué sur une base hebdomadaire. Les taux combinés d'embonpoint et d'obésité variaient de 23 % chez ceux qui passaient moins de 10 heures par semaine devant un écran à 35 % chez ceux qui y passaient 30 heures ou plus par semaine (graphique 12).

L'introduction relativement récente des jeux vidéo et des ordinateurs à domicile ainsi que leur prolifération rapide compliquent le suivi des tendances concernant le temps passé devant un écran. En 1988, dans le cadre de l'Enquête Campbell sur la santé et le bien-être au Canada, quand on a demandé aux jeunes de 12 à 17 ans combien d'heures ils passaient devant la télévision, la moyenne hebdomadaire était de neuf heures. En 2004, le nombre moyen d'heures passées à regarder la télévision chaque semaine était presque le même, soit 10 heures. Cependant, si l'on ajoute le temps passé à l'ordinateur ou à jouer à des jeux vidéo, le nombre total moyen d'heures que les adolescents passent devant un écran par semaine est deux fois plus élevé, soit de 20 heures (données non présentées).



## Définitions

La *Fréquence de la consommation de fruits et de légumes* a été évaluée au moyen des questions du Behavioral Risk Factor Surveillance System des États-Unis<sup>23</sup>. On a demandé aux participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes :

- « À quelle fréquence buvez-vous habituellement des jus de fruits, comme du jus d'orange, de pamplemousse ou de tomate (p. ex. une fois par jour, trois fois par semaine, deux fois par mois)? »
- « Sans compter les jus, à quelle fréquence mangez-vous habituellement des fruits? »
- « À quelle fréquence mangez-vous habituellement de la salade verte? »
- « À quelle fréquence mangez-vous habituellement des pommes de terre, sans compter les frites, les pommes de terre rissolées ou les croustilles? »
- « À quelle fréquence mangez-vous habituellement des carottes? »
- « Sans compter les carottes, les pommes de terre ou la salade, combien de portions d'autres légumes mangez-vous habituellement? »

Pour évaluer le *niveau d'activité physique durant les loisirs* des enfants de 6 à 11 ans, on leur a demandé : « Combien d'heures par semaine à peu près consacres-tu normalement à une activité physique (qui t'essouffle ou te fait transpirer plus que d'habitude) :

- dans tes temps libres à l'école (p. ex. à l'heure du lunch)? »
- durant les heures de classe, à l'école? »
- à l'extérieur de l'école lorsque tu participes à des leçons ou des sports d'équipe ou de ligue? »
- à l'extérieur de l'école lorsque tu participes à des activités non organisées, soit seul ou avec des amis? »

Pour chaque élément, les catégories de réponse étaient : « jamais », « moins d'une heure par semaine », « 2 à 3 heures par semaine », « 4 à 6 heures par semaine » et « 7 heures et plus par semaine ». Pour calculer l'activité physique totale, on a pris la valeur médiane de la catégorie de réponse (0, 0,5, 2,5, 5 ou 7) pour chacun des quatre éléments et on a additionné les valeurs résultantes.

Pour les jeunes de 12 à 17 ans, le *niveau d'activité physique durant les loisirs* est fondé sur la dépense énergétique (DE) totale durant les loisirs. La DE a été calculée d'après la fréquence et la durée de toutes les activités physiques pratiquées durant les loisirs déclarées par un répondant au cours des trois mois ayant précédé l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 et d'après la demande d'énergie métabolique (valeur de l'équivalent métabolique ou MET) de chaque activité, qui a été établie indépendamment<sup>24</sup>.

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

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

$D_i$  = durée moyenne en heures de l'activité  $i$ ;

MET<sub>*i*</sub> = valeur constante représentant la dépense d'énergie métabolique causée par l'activité  $i$ .

Les jeunes dont la DE était égale ou supérieure à 3 KJ (kilocalories dépensées par kilogramme de poids corporel par jour) ont été considérés comme étant *actifs*, ceux dont la DE variait entre 1,5 et 2,9 KJ, comme étant *modérément actifs* et ceux dont la DE était inférieure à 1,5 KJ, comme étant *inactifs*.

Le *temps passé devant un écran* représente la quantité de temps passé à regarder la télévision ou des films vidéo, à jouer à des jeux vidéo ou à utiliser un ordinateur. On a posé les questions suivantes aux enfants de 6 à 11 ans :

- « En moyenne, environ combien d'heures par jour regardes-tu la télévision ou des films vidéo ou joues-tu à des jeux vidéo? »
- « En moyenne, environ combien d'heures par jour passes-tu sur l'ordinateur (à jouer à des jeux, à envoyer et à recevoir des messages, à clavier, à naviguer sur Internet, etc.)? »

Les catégories de réponse étaient : « Je ne regarde pas la télévision ou des films vidéo, je ne joue pas à des jeux vidéo et je n'utilise pas d'ordinateur », « moins d'une heure par jour », « 1 à 2 heures par jour », « 3 à 4 heures par jour », « 5 à 6 heures par jour » et « 7 heures et plus par jour ». Pour calculer le temps total passé chaque jour devant un écran, on a combiné les temps déclarés aux deux questions, en utilisant la valeur médiane de la catégorie de réponse (0, 0,5, 1,5, 3,5, 5,5 ou 7).

Aux jeunes de 12 à 17 ans, on a posé les questions suivantes : « Durant une semaine normale, au cours des trois derniers mois, combien d'heures avez-vous passées habituellement :

- à l'ordinateur, y compris sur l'Internet ou le Web, à jouer à des jeux informatiques? »
- à jouer à des jeux vidéo, y compris SEGA, Nintendo et Playstation? »
- à regarder la télévision ou des vidéos? »

Les catégories de réponses étaient : « aucune », « moins d'une heure », « 1 à 2 heures », « 3 à 5 heures », « 6 à 10 heures », « 11 à 14 heures », « 15 à 20 heures » et « plus de 20 heures ». Pour calculer le temps total passé chaque semaine devant un écran, on a pris la valeur médiane de chaque catégorie de réponses (0, 0,5, 1,5, 4, 8, 12,5, 17,5 ou 20) et on a additionné les valeurs résultantes pour l'ensemble des trois questions.

Pour déterminer le *revenu du ménage*, on s'est basé sur le nombre de personnes vivant au sein du ménage et sur le revenu total du ménage provenant de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'interview.

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

Les participants à l'enquête ont été regroupés en trois catégories de *niveau de scolarité* selon le niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage, c'est-à-dire un diplôme d'études secondaires ou moins, des études postsecondaires partielles et un diplôme d'études postsecondaires.

Pour obtenir l'*autoévaluation de la santé*, on a posé la question suivante : « En général, diriez-vous que votre santé est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? » Aux fins de la présente analyse, les jeunes ont été répartis en deux groupes, à savoir ceux qui ont déclaré être en très bonne ou en excellente santé, et ceux qui n'ont pas déclaré être en très bonne ou en excellente santé.

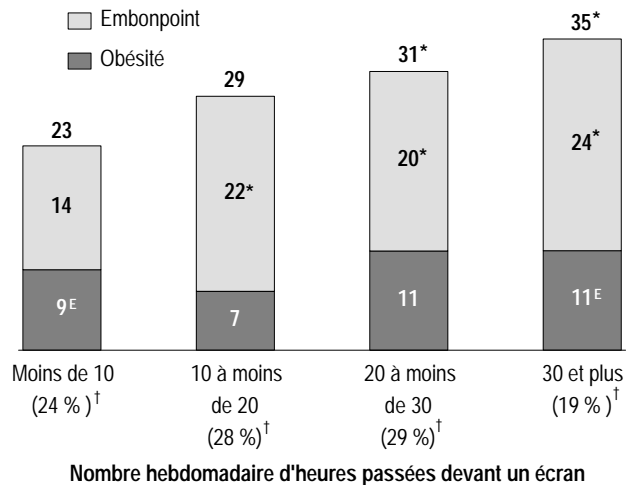
L'*ethnicité* a été déterminée au moyen de la question : « Les gens qui habitent au Canada ont des origines culturelles et raciales très variées. Êtes-vous :

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

Dans la présente analyse, on s'est servi de la catégorie 1 pour la comparaison avec la population blanche des États-Unis. Pour comparer les groupes ethniques au Canada, on a utilisé les catégories suivantes : Blanc (1); Noir (4); Asiatique du Sud-Est ou de l'Est (2, 5, 7, 10, 11); Autochtone vivant hors réserve (12); Autre (3, 6, 8, 9, 13). Les réponses multiples englobant plusieurs de ces catégories ont été codées « Autre ».

Graphique 12

Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon le nombre hebdomadaire d'heures passées devant un écran, population à domicile de 12 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2004



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

† Pourcentage de la population de 12 à 17 ans appartenant à ce groupe.

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour Moins de 10 ( $p < 0,05$ ).  
E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Toutes les associations entre ces facteurs liés au mode de vie (consommation de fruits et de légumes, activité physique et temps passé devant un écran) persistent si l'on tient compte des effets de l'âge et du statut socioéconomique (données non présentées).

### Statut socioéconomique

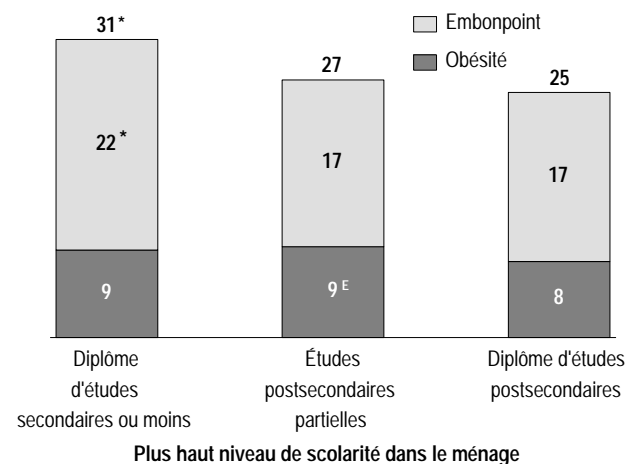
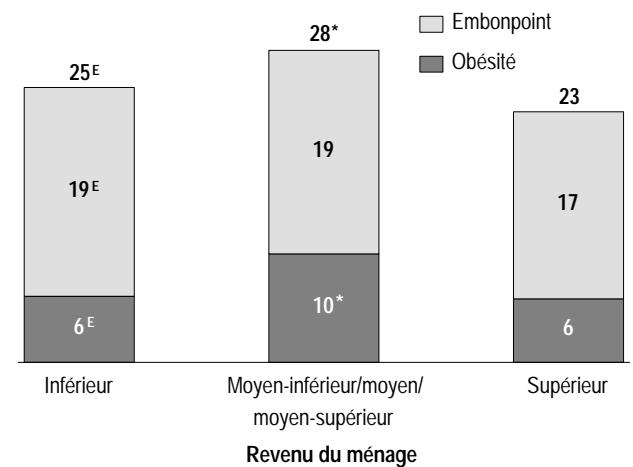
Chez les adultes, on a tendance à associer l'obésité à un faible statut socioéconomique. Bien qu'on ait observé la même relation chez les enfants, l'association n'est habituellement pas aussi marquée et les résultats ne sont pas uniformes<sup>25-27</sup>.

Selon les données de l'ESCC de 2004, les enfants et les adolescents vivant dans un ménage à revenu moyen étaient plus susceptibles d'être obèses que ceux vivant dans un ménage à revenu élevé (graphique 13). Les proportions de jeunes obèses étaient similaires pour les ménages à faible revenu et ceux à revenu élevé.

Le profil est plus précis pour le niveau de scolarité. Les jeunes vivant dans un ménage où aucun membre n'avait dépassé le niveau du diplôme d'études secondaires étaient plus susceptibles d'avoir de l'embonpoint ou d'être obèses que ceux vivant dans un ménage où le niveau de scolarité le plus élevé correspondait à un diplôme d'études postsecondaires.

Graphique 13

Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon le revenu du ménage et le niveau le plus élevé de scolarité dans le ménage, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2004



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

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

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour Supérieur et Diplôme d'études postsecondaires ( $p < 0,05$ ).

E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

## Limites

Le taux de réponse à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 : nutrition a été de 76,5 %. Pour diverses raisons, des mesures directes de la taille et du poids n'ont été obtenues que pour 65,5 % des jeunes de 2 à 17 ans.

Les taux de réponse pour la mesure directe de la taille et du poids diffèrent beaucoup selon le sexe, le groupe d'âge et la province. L'obtention de mesures directes était un peu plus probable chez les filles que chez les garçons. Le taux de réponse le plus faible est celui observé pour les enfants de 2 à 5 ans (55 %) et le plus élevé, pour les adolescents (71 %). À 56 %, le taux de réponse de l'Ontario était particulièrement faible. La probabilité de répondre n'était pas associée à la consommation de fruits et de légumes, à l'activité physique durant les loisirs, au temps passé devant un écran, au revenu du ménage, au niveau le plus élevé de scolarité dans le ménage, à l'existence d'un problème de santé chronique, ni à l'autoévaluation de la santé (données non présentées).

Comme il est difficile de mesurer l'activité physique, l'évidence d'une relation entre la dépense d'énergie et l'embonpoint ou l'obésité chez les enfants et les adolescents fait défaut dans de nombreuses études<sup>28</sup>. Dans le cadre de l'ESCC de 2004, on a demandé aux parents des enfants de 6 à 11 ans des renseignements sur les activités qui, parfois, augmentaient la fréquence cardiaque de l'enfant et le rendaient essoufflé (voir *Définitions*). L'enfant était invité à participer en répondant à ces questions. La mesure selon laquelle les parents et (ou) les enfants peuvent se rappeler et déclarer avec précision ce genre de renseignements est inconnue et peut avoir une incidence sur les associations avec l'embonpoint et l'obésité. Aux adolescents, on a posé des questions sur leurs activités physiques durant les loisirs au cours des trois mois qui ont précédé l'entrevue. De nouveau, il pourrait exister des problèmes de remémoration, et les loisirs pourraient ne pas refléter la totalité de l'activité physique, puisque les activités à l'école et au travail sont exclues.

Les questions au sujet de la consommation de fruits et de légumes portaient sur le *nombre de fois* que des fruits et des légumes étaient consommés par jour, mais non sur les *quantités* consommées. Comme la taille des portions n'était pas précisée dans les questions, il est impossible d'évaluer l'observation des recommandations concernant les apports quotidiens, comme celles du Guide alimentaire canadien.

Répartition en pourcentage des répondants de 2 à 17 ans, selon la réponse et les raisons de la non-réponse concernant la mesure de la taille et du poids

	Groupe d'âge		
	Total	De 2 à 11 ans	De 12 à 17 ans
	%	%	%
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
<b>Mesures prises</b>	65,5	61,9	70,8
<b>Mesures non prises, total</b>	34,5	38,1	29,2
Enfant non disponible	14,6	24,5	...
Refus	4,4	1,7	8,3
Matériel de mesure	7,2	6,2	8,7
Trop grand pour que l'intervieweur puisse prendre les mensurations	2,3	...	4,2
Interview téléphonique	1,5	...	3,4
Conditions de l'interview	0,9	...	2,0
Autre	3,6	5,7	2,8

*Source des données* : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004  
... Taux trop faible pour être publié.

Taux de réponse concernant la mesure directe de la taille et du poids

	%
<b>Global</b>	<b>66</b>
<b>Sexe</b>	
Garçons	64*
Filles	67*
<b>Groupe d'âge</b>	
De 2 à 5 ans	55*
De 6 à 11 ans	66
De 12 à 17 ans	71*
<b>Province</b>	
Terre-Neuve-et-Labrador	74*
Île-du-Prince-Édouard	72
Nouvelle-Écosse	77*
Nouveau-Brunswick	71
Québec	73*
Ontario	56*
Manitoba	76*
Saskatchewan	71*
Alberta	69
Colombie-Britannique	71*

*Source des données* : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

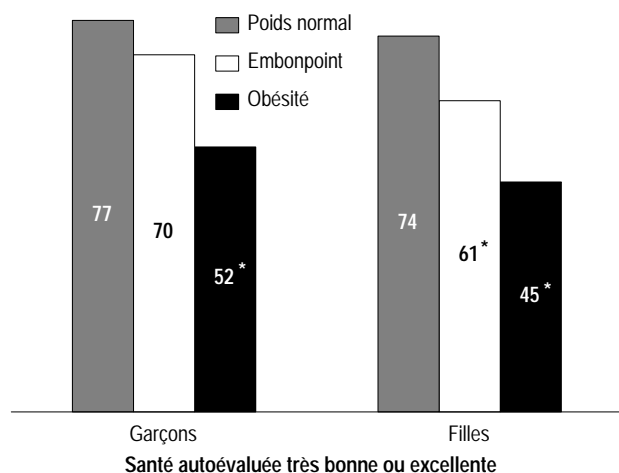
\* Valeur significativement différente du taux global ( $p < 0,05$ ).



## Perception négative de l'état de santé

En 2004, 18 % des adolescents de 12 à 17 ans ont dit qu'ils avaient reçu un diagnostic pour au moins un problème de santé chronique (données non présentées). Alors que cette proportion ne varie pas de façon significative en fonction du poids (poids normal, embonpoint ou obésité), la façon dont les jeunes évaluent leur santé varie (graphique 14). Les garçons obèses étaient nettement moins susceptibles de se déclarer en excellente ou en très bonne santé que ceux dont le poids se situait dans la fourchette normale. Chez les filles, l'évaluation négative de leur état de santé est évidente non seulement chez celles qui étaient obèses, mais aussi chez celles qui avaient de l'embonpoint. Ces associations entre le poids et l'autoévaluation de l'état de santé persistent, tant chez les garçons que chez les filles, si l'on tient compte des effets du statut socioéconomique et de l'existence d'un problème de santé chronique (données non présentées).

Graphique 14  
Pourcentage de personnes déclarant être en très bonne ou en excellente santé, selon la catégorie de poids et le sexe, population à domicile de 12 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2004



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

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour le poids normal ( $p < 0,05$ ).

## Mot de la fin

Au cours des 25 dernières années, le pourcentage d'enfants et d'adolescents canadiens qui ont de l'embonpoint ou qui sont obèses a augmenté considérablement. L'accroissement est particulièrement marqué chez les adolescents de 12 à 17 ans, dont les taux combinés d'embonpoint et d'obésité ont plus que doublé et le taux d'obésité a triplé.

Le fardeau que représente l'obésité infantile pour le système de santé est difficile à quantifier parce que les problèmes de santé physique connexes ne se manifestent habituellement que plus tard dans la vie. Néanmoins, la tendance à la hausse des taux combinés d'embonpoint et d'obésité chez les jeunes est importante, parce que l'excès de poids qui se manifeste à l'adolescence persiste souvent à l'âge adulte<sup>1,15-18</sup>. Les données longitudinales ont démontré qu'une fois qu'un adulte prend de l'embonpoint, il est probable qu'il continuera de grossir, et très peu de ces adultes perdent suffisamment de poids pour retrouver un poids santé. (Voir l'article de Le Petit et Berthelot dans le présent numéro).

Certains facteurs associés à l'embonpoint et à l'obésité chez les jeunes peuvent être changés. Manger plus de fruits et de légumes, accroître l'activité physique et consacrer moins de temps à des activités sédentaires, comme regarder la télévision et jouer à des jeux vidéo, pourraient favoriser le renversement de cette tendance à la hausse. ●

## Remerciements

L'auteure remercie Larry MacNabb et Mark Tremblay de leur assistance et de leurs suggestions, ainsi que Wayne Millar de son aide pour le calcul des estimations de la variance au moyen de SUDAAN.

Une version électronique du présent article, intitulé « L'embonpoint chez les enfants et les adolescents au Canada », a été diffusée le 6 juillet 2005 dans la série Nutrition : Résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (82-620-MWF, publication gratuite). Cette publication est disponible à l'adresse <http://www.statcan.ca/francais/research/82-620-MIF/82-620-MIF2005001.htm>

## Références

1. T. Lobstein, L. Baur et R. Uauy, « Obesity in children and young people: A crisis in public health », *Obesity Reviews*, 5(Supplement 1), 2004, p. 4-85.
2. M.L. Booth, C. Hunter, C.J. Gore *et al.*, « The relationship between body mass index and waist circumference: implications for estimates of the population prevalence of overweight », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24(8), 2000, p. 1058-1061.
3. R.J. Roberts, « Can self-reported data accurately describe the prevalence of overweight? », *Public Health*, 109(4), 1995, p. 275-284.
4. M.L. Rowland, « Reporting bias in height and weight data », *Statistical Bulletin of the Metropolitan Insurance Company*, 70(2), 1989, p. 2-11.
5. R.S. Strauss, « Comparison of measured and self-reported weight and height in a cross-sectional sample of young adolescents », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 23(8), 1999, p. 904-908.
6. ANGOSS Software, *Knowledge Seeker IV for Windows — User's Guide*, ANGOSS Software International Limited, 1995.
7. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
8. 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.
9. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section, August 1999*, Baltimore, American Statistical Association, 1999.
10. B.V. Shah, G.B. Barnwell et G.S. Bieler, *SUDAAN User's Manual, Release 7.5*, Research Triangle Park, Caroline du Nord, Research Triangle Institute, 1997.
11. National Center for Health Statistics, *Health, United States, 2004: With Chartbook on the Trends of the Health of Americans*, Hyattsville, Maryland, National Center for Health Statistics, 2004.
12. G.M. Torrance, M.D. Hooper et B.A. Reeder, « Trends in overweight and obesity among adults in Canada (1970-1992): evidence from national surveys using measured height and weight », *International Journal of Obesity*, 26(6), 2002, p. 797-804.
13. M. St-Pierre et Y. Béland, « Mode effects in the Canadian Community Health Survey: A comparison of CAPI and CATI », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section, August 2004*, Toronto, American Statistical Association, 2004.
14. Organisation mondiale de la Santé, *Utilisation et interprétation de l'anthropométrie, Rapport d'un comité OMS d'experts* (OMS, Série de rapports techniques n° 854), Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1995.
15. S.S. Guo, W. Wu, W.C. Chumlea et autres, « Predicting overweight and obesity in adulthood from body mass index values in childhood and adolescence », *American Journal of Clinical Nutrition*, 76(3), 2002, p. 653-658.
16. R.C. Whitaker, J.A. Wright, M.S. Pepe *et al.*, « Predicting obesity in young adulthood from childhood and parental obesity », *New England Journal of Medicine*, 337(13), 1997, p. 869-873.
17. T.J. Cole et M.F. Rolland-Cachera, « Measurement and definition », *Childhood and Adolescent Obesity: Causes and Consequences, Prevention and Management*, publié sous la direction de W. Burniat, T. Cole, I. Lissau *et al.*, Cambridge, Cambridge University Press, 2002, p. 3-27.
18. J.P. Koplan, C.T. Liverman et V.I. Kraak, *Preventing Childhood Obesity: Health in the Balance*, Washington (DC), The National Academies Press, 2005.
19. Santé Canada, *Lignes directrices pour la classification du poids chez les adultes*, Ottawa, Santé Canada, 2003 (n° H49-179 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. K.M. Flegal, C.L. Ogden, R. Wei *et al.*, « Prevalence of overweight in US children: a comparison of US growth charts from the Centers for Disease Control and Prevention with other reference values for body mass index », *American Journal of Clinical Nutrition*, 73(6), 2001, p. 1086-1093.
22. M.S. Tremblay et J.D. Willms, « Is the Canadian childhood obesity epidemic related to physical inactivity? », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 27(9), 2003, p. 1100-1105.
23. M. Serdula, R. Coates, T. Byers *et al.*, « Evaluation of a brief telephone questionnaire to estimate fruit and vegetable consumption in diverse study populations », *Epidemiology*, 4(5), 1993, p. 455-463.
24. T. Stephens, C.L. Craig et B.F. Ferris, « Adult physical activity in Canada: findings from the Canada Fitness Survey I », *Canadian Journal of Public Health*, 77(4), 1986, p. 285-290.
25. M. Guillaume et I. Lissau, « Epidemiology », *Childhood and Adolescent Obesity: Causes and Consequences, Prevention and Management*, publié sous la direction de W. Burniat, T. Cole, I. Lissau *et al.*, Cambridge, Cambridge University Press, 2002, p. 28-49.

26. A.J. Hill et I. Lissau, « Psychosocial factors », *Childhood and Adolescent Obesity: Causes and Consequences, Prevention and Management*, publié sous la direction de W. Burniat, T. Cole, I. Lissau *et al.*, Cambridge, Cambridge University Press, 2002, p. 109-127.
27. J.D. Willms, M.S. Tremblay et P.T. Katzmarzyk, « Geographic and demographic variation in the prevalence of overweight Canadian children », *Obesity Research*, 11(5), 2003, p. 668-673.
28. Y. Schutz et C. Mafféi, « Physical activity », *Childhood and Adolescent Obesity: Causes and Consequences, Prevention and Management*, publié sous la direction de W. Burniat, T. Cole, I. Lissau *et al.*, Cambridge, Cambridge University Press, 2002, p. 93-108.

## Annexe

Tableau A

Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon certaines caractéristiques sociodémographiques, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2004

	Population estimée (milliers)	Embonpoint		Obésité		Embonpoint/obésité	
		%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Total</b>	<b>6 184</b>	<b>18,1</b>	<b>16,8 - 19,3</b>	<b>8,2</b>	<b>7,3 - 9,1</b>	<b>26,2</b>	<b>24,8 - 27,7</b>
<b>Sexe</b>							
Garçons <sup>†</sup>	3 178	17,9	16,0 - 19,8	9,1	7,7 - 10,5	27,0	24,6 - 29,3
Filles	3 007	18,3	16,4 - 20,1	7,2	6,1 - 8,4	25,5	23,4 - 27,6
<b>Groupe d'âge</b>							
<b>2 à 5 ans</b>	<b>1 348</b>	<b>15,2</b>	<b>12,3 - 18,0</b>	<b>6,3</b>	<b>4,6 - 8,0</b>	<b>21,5</b>	<b>18,3 - 24,6</b>
Garçons <sup>†</sup>	684	13,1	9,4 - 16,9	6,3 <sup>E</sup>	3,9 - 8,6	19,4	15,0 - 23,7
Filles	664	17,3	12,9 - 21,6	6,4 <sup>E</sup>	4,0 - 8,8	23,6	19,1 - 28,2
<b>6 à 11 ans</b>	<b>2 321</b>	<b>17,9</b>	<b>15,8 - 19,9</b>	<b>8,0</b>	<b>6,4 - 9,6</b>	<b>25,8*</b>	<b>23,4 - 28,3</b>
Garçons <sup>†</sup>	1 173	17,0	13,9 - 20,0	8,5	6,0 - 11,0	25,4	21,6 - 29,2
Filles	1 148	18,8	15,9 - 21,6	7,5	5,2 - 9,8	26,3	22,8 - 29,8
<b>12 à 17 ans</b>	<b>2 515</b>	<b>19,8</b>	<b>17,8 - 21,8</b>	<b>9,4</b>	<b>7,9 - 10,9</b>	<b>29,2</b>	<b>26,9 - 31,5</b>
Garçons <sup>†</sup>	1 320	21,1	18,3 - 24,0	11,1	8,8 - 13,4	32,3	28,9 - 35,6
Filles	1 195	18,3	15,6 - 21,0	7,4*	5,6 - 9,3	25,8*	22,6 - 28,9
<b>Ethnicité</b>							
Blancs	4 907	18,1	16,7 - 19,6	8,2	7,2 - 9,3	26,3	24,7 - 28,0
Noirs	186	17,6 <sup>E</sup>	8,6 - 26,6	F	...	29,3 <sup>E</sup>	18,0 - 46,0
Asiatiques de l'Est/du Sud - Est	343	12,2* <sup>E</sup>	7,5 - 17,0	5,4* <sup>E</sup>	2,7 - 8,2	17,7* <sup>E</sup>	12,3 - 23,0
Autochtones (hors réserve)	84	21,5 <sup>E</sup>	12,5 - 30,5	19,8* <sup>E</sup>	10,8 - 28,7	41,3*	30,4 - 52,1
Autres	665	20,4	15,8 - 25,0	6,8 <sup>E</sup>	4,0 - 9,6	27,2	22,1 - 32,3
<b>Revenu du ménage</b>							
Inférieur	143	19,0 <sup>E</sup>	9,1 - 28,8	6,0 <sup>E</sup>	2,8 - 9,2	25,0 <sup>E</sup>	15,0 - 34,9
Moyen -inférieur/moyen/moyen -supérieur	3 574	18,5	16,8 - 20,2	9,8*	8,5 - 11,2	28,3*	26,4 - 30,3
Supérieur <sup>†</sup>	1 856	17,0	14,6 - 19,4	5,8	4,2 - 7,3	22,8	20,0 - 25,5
<b>Plus haut niveau de scolarité dans le ménage</b>							
Diplôme d'études secondaires ou moins	1 036	21,7*	18,5 - 24,9	9,0	6,9 - 11,1	30,7*	27,4 - 34,1
Études postsecondaires partielles	477	17,2	12,0 - 22,3	9,4 <sup>E</sup>	6,1 - 12,7	26,5	20,5 - 32,6
Diplôme d'études postsecondaires <sup>†</sup>	4 570	17,4	15,9 - 19,0	7,8	6,8 - 8,9	25,3	23,5 - 27,0

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

Nota : Pour ce qui est de l'âge, la catégorie de référence est le groupe d'âge qui précède, et pour l'ethnicité, la catégorie de référence est l'estimation globale pour le Canada. Le nombre de répondants pour lesquels des valeurs manquaient était de 1 pour l'ethnicité, de 952 pour le revenu du ménage et de 137 pour le niveau de scolarité dans le ménage.

† Catégorie de référence.

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

E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 % (valeur supprimée à cause de la très forte variabilité de l'échantillonnage).

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau B

Pourcentages d'embonpoint et d'obésité, selon certains comportements ayant une incidence sur la santé, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2004

	Population estimée (milliers)	Embonpoint		Obésité		Embonpoint/obésité	
		%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Total</b>	<b>6 184</b>	<b>18,1</b>	<b>16,8 - 19,3</b>	<b>8,2</b>	<b>7,3 - 9,1</b>	<b>26,2</b>	<b>24,8 - 27,7</b>
<b>Consommation quotidienne de fruits et de légumes</b>							
Moins de 3 fois	1 307	18,7	16,1 - 21,3	10,2*	8,0 - 12,3	28,9*	25,6 - 32,1
De 3 à moins de 5 fois	2 310	19,0	16,7 - 21,4	9,0*	7,4 - 10,7	28,1*	25,5 - 30,7
5 fois et plus <sup>†</sup>	2 552	16,8	14,7 - 19,0	6,4	5,2 - 7,7	23,3	21,0 - 25,6
<b>Nombre hebdomadaire d'heures d'activité physique (6 à 11 ans)</b>							
Moins de 7 <sup>†</sup>	359	16,7	12,1 - 21,3	9,3 <sup>E</sup>	5,2 - 13,4	26,0	20,2 - 31,8
De 7 à moins de 14	982	18,4	15,2 - 21,7	8,2	5,7 - 10,6	26,6	22,8 - 30,4
14 et plus	957	18,0	14,5 - 21,5	7,5 <sup>E</sup>	4,9 - 10,1	25,5	21,3 - 29,7
<b>Niveau d'activité physique durant les loisirs (12 à 17 ans)</b>							
<b>Garçons</b>							
Actifs ou moyennement actifs <sup>†</sup>	974	24,0	20,5 - 27,5	9,3	7,2 - 11,4	33,3	29,7 - 37,0
Sédentaires	346	13,0*	9,3 - 16,7	16,3* <sup>E</sup>	10,3 - 22,2	29,3	22,4 - 36,2
<b>Filles</b>							
Actives ou moyennement actives <sup>†</sup>	709	18,5	15,3 - 21,8	6,3	4,2 - 8,3	24,8	21,1 - 28,5
Sédentaires	486	18,0	13,4 - 22,6	9,2 <sup>E</sup>	5,8 - 12,6	27,1	21,7 - 32,6
<b>Nombre quotidien d'heures passées devant un écran (6 à 11 ans)</b>							
1 ou moins <sup>†</sup>	484	12,5 <sup>E</sup>	8,0 - 17,1	5,3 <sup>E</sup>	2,2 - 8,4	17,8	12,6 - 23,0
Plus de 1 à 2	1 013	15,3	12,4 - 18,2	7,1 <sup>E</sup>	4,7 - 9,5	22,4	18,9 - 25,9
Plus de 2	824	24,1*	19,6 - 28,6	10,6*	7,7 - 13,6	34,8*	29,9 - 39,6
<b>Nombre hebdomadaire d'heures passées devant un écran (12 à 17 ans)</b>							
Moins de 10 <sup>†</sup>	614	13,9	11,0 - 16,8	9,1 <sup>E</sup>	5,6 - 12,5	23,0	18,6 - 27,4
De 10 à moins de 20	699	21,9*	18,0 - 25,9	6,6	4,7 - 8,6	28,6	24,6 - 32,6
De 20 à moins de 30	728	20,2*	16,8 - 23,6	11,2	8,3 - 14,0	31,4*	27,2 - 35,6
30 et plus	466	23,8*	18,9 - 28,8	11,2 <sup>E</sup>	7,5 - 14,9	35,0*	29,4 - 40,6

*Source des données* : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

*Nota* : Le nombre de répondants pour lesquels des valeurs manquaient était de 27 pour la consommation de fruits et de légumes, de 18 pour l'activité physique des 6 à 11 ans, de 2 pour le temps passé devant un écran par les 6 à 11 ans, et de 7 pour le temps passé devant un écran par les 12 à 17 ans.

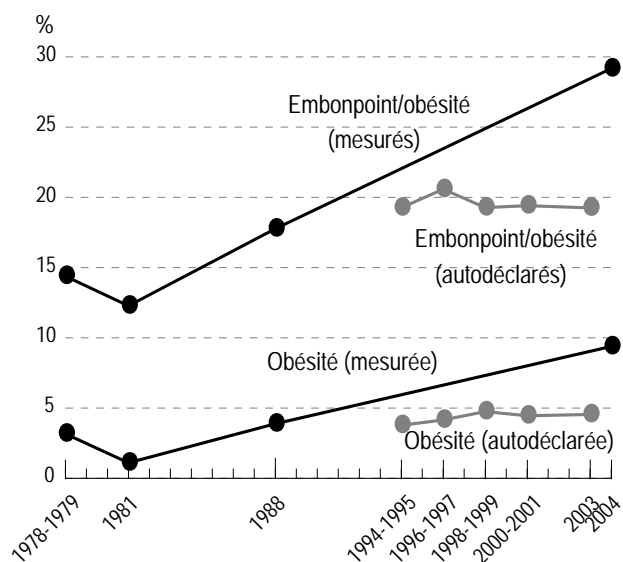
<sup>†</sup> Catégorie de référence.

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

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Graphique A

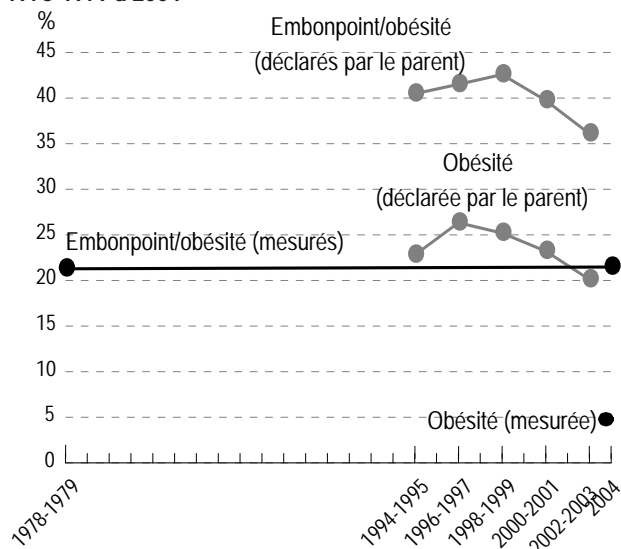
Tendances de la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité et de la prévalence de l'obésité, population à domicile de 12 à 17 ans, Canada, territoires non compris, certaines années de 1978-1979 à 2004



Sources des données : Enquête santé Canada, 1978-1979; Enquête condition physique Canada, 1981; Enquête Campbell sur le mieux-être au Canada, 1988; Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 et 2003; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

Graphique B

Tendances de la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité et de la prévalence de l'obésité, population à domicile de 2 à 5 ans, Canada, territoires non compris, certaines années de 1978-1979 à 2004

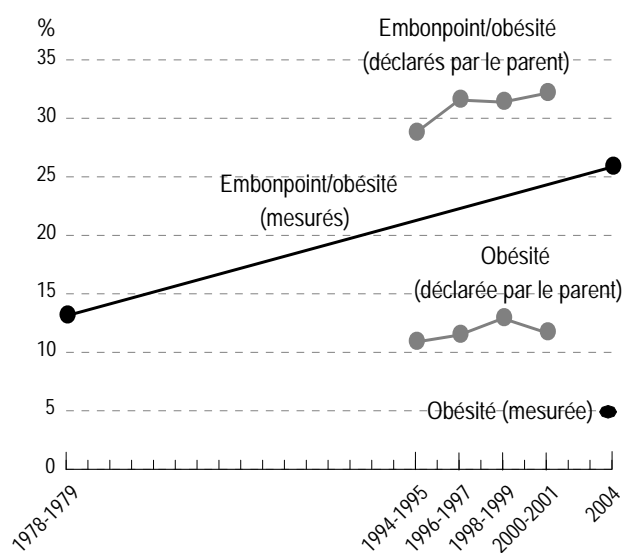


Sources des données : Enquête santé Canada, 1978-1979; Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999, 2000-2001 et 2002-2003; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

Nota : Le coefficient de variation étant supérieur à 33,3 %, l'estimation de l'obésité pour le groupe des 2 à 5 ans pour l'Enquête santé Canada de 1978-1979 ne peut être diffusée.

Graphique C

Tendances de la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité et de la prévalence de l'obésité, population à domicile de 6 à 11 ans, Canada, territoires non compris, certaines années de 1978-1979 à 2004



Sources des données : Enquête santé Canada, 1978-1979; Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999 et 2000-2001; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

Nota : Le coefficient de variation étant supérieur à 33,3 %, l'estimation de l'obésité pour le groupe des 6 à 11 ans pour l'Enquête santé Canada de 1978-1979 ne peut être diffusée. Le fichier transversal de l'ELNEJ de 2002-2003 ne contient des enregistrements que pour les enfants de 0 à 5 ans.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**





# L'obésité : un enjeu en croissance

Christel Le Petit et Jean-Marie Berthelot

## Résumé

### Objectifs

La présente étude, fondée sur des données longitudinales, suit un échantillon de personnes qui avaient entre 20 et 56 ans en 1994-1995 afin de déterminer le pourcentage d'entre elles qui étaient passées d'un poids santé à l'embonpoint ou de l'embonpoint à l'obésité en 2002-2003. On examine les caractéristiques qui augmentent le risque qu'une personne faisant de l'embonpoint devienne obèse.

### Sources des données

Les données proviennent de cinq cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population réalisés de 1994-1995 à 2002-2003.

### Techniques d'analyse

On a utilisé le modèle à risques proportionnels de Cox pour identifier les variables associées à une augmentation ou à une diminution du risque de devenir obèse. En tout, 1 937 hommes et 1 184 femmes qui faisaient de l'embonpoint en 1994-1995 ont été sélectionnés pour l'analyse.

### Principaux résultats

Près du tiers (32 %) des personnes de 20 à 56 ans qui avaient un poids santé en 1994-1995 faisaient de l'embonpoint en 2002-2003. Durant la même période, près du quart de celles qui faisaient de l'embonpoint en 1994-1995 sont devenues obèses. Parmi les personnes faisant de l'embonpoint, le risque de devenir obèse était relativement élevé chez les hommes plus jeunes et les membres des ménages à faible revenu. Les hommes qui faisaient de l'embonpoint et qui fumaient ou avaient une limitation des activités couraient un plus grand risque que les autres de devenir obèses. L'activité physique contribuait à ce que les femmes faisant de l'embonpoint ne deviennent pas obèses.

### Mots-clés

Indice de masse corporelle, poids corporel, études longitudinales, gain de poids.

### Auteurs

Christel Le Petit (613-951-3856; Christel.LePetit@statcan.ca) fait partie du Groupe d'analyse et de mesure de la santé, à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6. Jean-Marie Berthelot travaillait auparavant pour Statistique Canada; il travaille maintenant pour l'Institut canadien d'information sur la santé.

On considère que l'obésité est un problème de santé publique important rivalisant avec l'usage du tabac comme cause de maladie et de décès prématuré. L'obésité est associée au diabète de type 2, aux maladies cardiovasculaires, à l'hypertension, aux accidents vasculaires cérébraux, à la cholécystopathie, à certaines formes de cancer, à l'arthrose et à divers problèmes psychosociaux<sup>1</sup>. Son incidence sur l'espérance de vie est considérable : chez les Américains non fumeurs, l'obésité à l'âge de 40 ans a été associée à une perte de 7,1 années chez la femme et de 5,8 années chez l'homme<sup>2</sup>. Toujours selon cette étude américaine, même l'embonpoint réduit de plus de trois années l'espérance de vie des hommes et des femmes non fumeurs.

L'obésité se manifeste lorsqu'une personne consomme beaucoup plus de calories qu'elle n'en brûle (voir *Comment calculer l'embonpoint et l'obésité*). Certains attribuent ce déséquilibre à divers facteurs de la vie moderne, dont la restauration-minute, l'augmentation des portions, un mode de vie sédentaire et des aménagements urbains qui dissuadent les citoyens de marcher<sup>3</sup>.

## Méthodologie

### Source des données

L'analyse porte sur des données longitudinales provenant des cinq premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisés de 1994-1995 à 2002-2003. Dans le cadre de l'ENSP, on a recueilli des renseignements sur la santé de la population canadienne tous les deux ans depuis 1994-1995. Cette enquête couvre la population à domicile et les personnes vivant en établissement des dix provinces et des trois territoires, sauf les membres de la force régulière des Forces armées, les habitants des réserves indiennes et de certaines régions éloignées, ainsi que les résidents civils des bases militaires. Bien que les personnes demeurant en établissement de santé fassent partie du champ de l'enquête, elles sont exclues de l'analyse.

En 1994-1995, on a sélectionné 20 095 personnes pour faire partie du panel longitudinal. De celles-ci, 17 276 ont consenti à participer à l'enquête, ce qui représente un taux de réponse de 86,0 %. Les taux de réponse aux cycles subséquents, fondés sur ces 17 276 personnes, étaient de 92,8 % au cycle 2 (1996-1997), de 88,2 % au cycle 3 (1998-1999), de 84,8 % au cycle 4 (2000-2001) et de 80,6 % au cycle 5 (2002-2003).

Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP sont décrits plus en détail dans des rapports déjà publiés<sup>4,5</sup>.

### Techniques d'analyse

Les proportions de personnes passant d'une catégorie de poids à une autre ont été calculées par totalisations croisées des données du cycle de 1994-1995 de l'ENSP à celles de chaque cycle subséquent. Donc, les résultats indiquent la variation nette entre 1994-1995 et 1996-1997, 1994-1995 et 1998-1999, 1994-1995 et 2000-2001, ainsi que 1994-1995 et 2002-2003. Les tests de vérification des tendances des proportions présentées aux graphiques 1 à 4 ont été réalisés au moyen d'une régression logistique, le temps constituant la seule variable indépendante.

Pour identifier les variables associées à une augmentation ou à une diminution du risque de devenir obèse, on a utilisé le modèle à risques proportionnels de Cox. Ce modèle permet d'étudier les relations entre les caractéristiques individuelles et un événement particulier, quand celui-ci peut avoir lieu au cours d'une certaine période. La méthode tient compte de la possibilité que certains événements ne surviennent pas au cours de la période à l'étude et fait en sorte que le biais associé à l'érosion de l'échantillon soit réduit au minimum.

Pour établir le modèle à risques proportionnels, on a sélectionné les participants qui faisaient de l'embonpoint au moment de l'enquête en 1994-1995 (IMC de 25,0 à 29,9) et pour lesquels des données ne manquaient pour aucune covariable, c'est-à-dire 1 937 hommes et 1 184 femmes. Durant la période à l'étude, 447 de ces hommes et 402 de ces femmes sont devenus obèses. En partant de 1994-1995, on a considéré comme un événement le fait qu'une personne déclare être obèse pendant un cycle subséquent. Comme la prise de poids est un processus continu que l'on a mesuré uniquement à des intervalles discrets (les entrevues de l'ENSP),

de nombreuses transitions vers l'obésité ont eu lieu en même temps, après deux, quatre, six ou huit ans. La spécification correcte d'un tel modèle consiste à choisir dans SAS l'option *ties = exact*, qui correspond à un processus continu (devenir obèse) observé inadéquatement à intervalles fixes (les entrevues de l'ENSP). Afin de pouvoir utiliser les poids de sondage, le modèle a été spécifié au moyen de la procédure *Proc Logistic*, avec une fonction de lien *cloglog*, qui équivaut à un modèle à risques proportionnels, ou au moyen de la procédure *Phreg*, *ties = exact* dans SAS<sup>6</sup>.

Les cas pour lesquels la valeur de l'IMC manquait pour un ou plusieurs cycles mais était disponible pour les cycles subséquents ont été retenus dans l'analyse, ce qui crée des intervalles de longueur variable entre les observations. Pour tenir compte du fait qu'une transition d'une catégorie d'IMC à une autre est d'autant plus probable que l'intervalle est grand, la durée du cycle et le carré de la durée du cycle ont été introduits dans le modèle en tant que variables indépendantes.

On a examiné les relations entre les variables indépendantes (âge, revenu du ménage, consommation d'alcool, notamment) en 1994-1995 et le fait d'être devenu obèse en 2002-2003. Font exception les variables d'activités physiques durant les loisirs et d'activités physiques quotidiennes habituelles pour lesquelles on a examiné les associations entre les valeurs pendant chaque cycle et le fait de devenir obèse.

L'analyse englobe les dix provinces, mais exclut les territoires. Tous les résultats des analyses ont été pondérés au moyen de poids longitudinaux représentatifs du total de la population des provinces en 1994.

Afin de tenir compte du plan de sondage complexe, on a calculé les intervalles de confiance et évalué la signification statistique selon la méthode du *bootstrap*<sup>7,9</sup>. Le seuil de signification a été fixé à  $p < 0,05$ .

### Limites

L'analyse est basée sur des données recueillies au moment d'interviews sur place ou par téléphone. Comme toute autre enquête, l'ENSP comporte un certain taux de non-réponse. Si la non-réponse n'était pas aléatoire, il se pourrait qu'un biais ait été introduit dans l'analyse.

Les données sont autodéclarées ou déclarées par personnes interposées et elles n'ont été validées ni au moyen d'une source indépendante ni par mesure directe. Il est possible que certaines personnes aient donné des réponses qu'elles considéraient socialement acceptables à des questions comme celles sur le poids, l'usage du tabac ou la consommation d'alcool.

D'autres erreurs pourraient s'être produites durant la collecte ou la saisie des données. Les interviewers pourraient avoir mal compris certaines instructions, et des erreurs pourraient avoir été commises lors du traitement des données. Cependant, des efforts considérables ont été déployés en vue de réduire au minimum ce genre d'erreurs.

Aucune information sur la nutrition n'était disponible pour l'analyse.

Dans la présente analyse, on utilise des données longitudinales permettant de suivre un grand échantillon de personnes sur une période de huit années pour déterminer quel pourcentage d'entre elles sont passées d'un poids santé à l'embonpoint, d'une part, et de l'embonpoint à l'obésité, d'autre part. L'analyse étant fondée sur de l'information autodéclarée (plutôt que des mesures directes de la taille et du poids), la portée réelle de l'embonpoint et de l'obésité est quelque peu sous-estimée (voir *Obésité chez les adultes* dans le présent numéro). Quoi qu'il en soit, le but de la présente analyse est de déterminer la probabilité de passer d'une catégorie de poids à une autre et non la prévalence de l'excès de poids. On y examine les caractéristiques qui contribuent à augmenter le risque de devenir obèse pour une personne faisant de l'embonpoint. Ce genre d'information peut aider à mieux cibler les programmes de santé publique afin de prévenir de nouveaux cas d'obésité. Une fois gagnés, les kilos en trop sont difficiles à perdre, si bien que les interventions axées sur la prévention pourraient être plus efficaces que les programmes de perte de poids<sup>10</sup>.

L'étude est fondée sur les cinq premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). Dans le cadre de cette enquête, les mêmes personnes ont été interrogées tous les deux ans de 1994-1995 à 2002-2003 (voir *Méthodologie* et

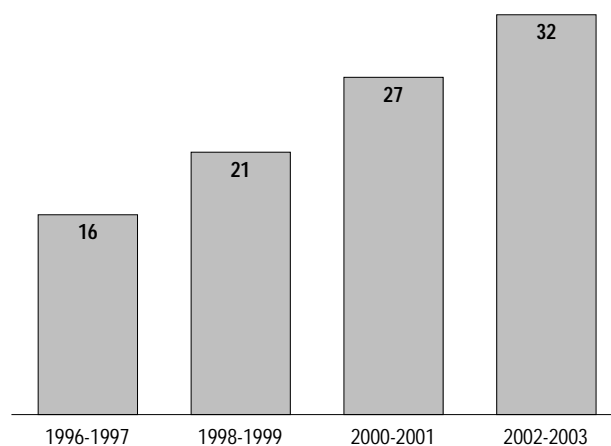
*Définitions*). Comme la tendance de prise de poids varie selon le sexe, l'analyse a été réalisée séparément pour les hommes et pour les femmes.

### Croissance soutenue

Chez les personnes qui avaient un poids santé en 1994-1995 (selon le poids et la taille qu'elles ont déclarés), le passage à l'embonpoint en 2002-2003 était relativement courant (graphique 1). À la fin des huit années, environ le tiers de ces personnes (32 %) faisaient de l'embonpoint. La prise de poids est généralement un processus lent. En effet, très peu de personnes (2 %) ayant un poids santé en 1994-1995 étaient obèses en 2002-2003 (données non présentées).

Une fois qu'une personne commence à faire de l'embonpoint, elle a tendance à continuer à grossir. Presque le quart des personnes qui faisaient de l'embonpoint en 1994-1995 étaient obèses en 2002-2003 (graphique 2). Par contre, à peine 10 % de celles qui faisaient de l'embonpoint en 1994-1995 avaient retrouvé un poids santé en 2002-2003 (données non présentées).

Graphique 1  
Pourcentage de personnes ayant un poids santé en 1994-1995 qui sont passées à la catégorie embonpoint, population à domicile de 20 à 56 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2002-2003



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2002-2003, fichier longitudinal

Nota : La pente de la courbe d'accroissement est significativement différente de 0 ( $p < 0,05$ ).

### Comment calculer l'embonpoint et l'obésité

L'embonpoint et l'obésité sont fondés sur l'indice de masse corporelle (IMC). L'IMC se calcule en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille en mètres. Par exemple, l'IMC d'une personne qui mesure 1,7 mètre (5 pieds 7 pouces) et qui pèse 70 kilogrammes (154 livres) est :

$$70 \div 1,7^2 = 24,2$$

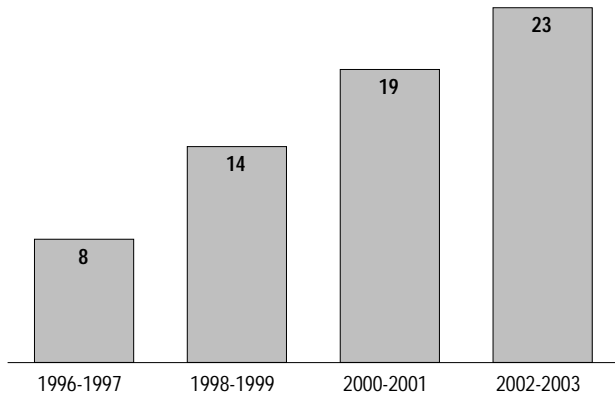
Si cette personne pesait 80 kilogrammes (176 livres), son IMC serait :

$$80 \div 1,7^2 = 27,7$$

Les catégories d'IMC utilisées dans le présent article sont : le poids insuffisant (inférieur à 18,5); le poids santé (de 18,5 à 24,9); l'embonpoint (de 25,0 à 29,9) et l'obésité (30,0 ou plus).

Graphique 2

Pourcentage de personnes faisant de l'embonpoint en 1994-1995 qui sont devenues obèses, population à domicile de 20 à 56 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2002-2003



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2002-2003, fichier longitudinal

Nota : La pente de la courbe d'accroissement est significativement différente de 0 ( $p < 0,05$ ).

### Tendances différentes chez les hommes et les femmes

Les hommes étaient plus susceptibles que les femmes de passer d'un poids santé à l'embonpoint (graphique 3). En 2002-2003, 38 % d'hommes et 28 % des femmes ayant un poids santé en 1994-1995 faisaient de l'embonpoint.

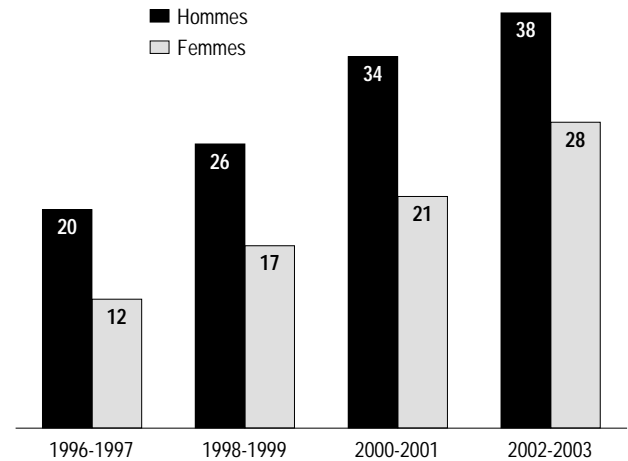
Cependant, la probabilité de passer de l'embonpoint à l'obésité était plus forte chez les femmes (graphique 4). À la fin des huit années, 28 % de femmes et 20 % d'hommes qui faisaient de l'embonpoint au début de l'enquête étaient devenus obèses.

Divers facteurs démographiques et socioéconomiques ainsi que d'autres facteurs liés au mode de vie et à la santé jouent un rôle dans le passage à l'obésité. En outre, ces facteurs sont souvent interdépendants. Par exemple, une personne âgée présentant une limitation des activités pourrait être sédentaire, et les personnes faisant partie d'un ménage à faible revenu pourraient être plus susceptibles de fumer que celles vivant dans les ménages mieux nantis. Quand on prend en compte l'effet de ces facteurs confusionnels possibles ainsi que l'étendue de l'embonpoint en

1994-1995, il se dégage une association entre plusieurs de ces facteurs et le risque qu'une personne faisant de l'embonpoint devienne obèse.

Graphique 3

Pourcentage de personnes ayant un poids santé en 1994-1995 qui sont passées à la catégorie embonpoint, selon le sexe, population à domicile de 20 à 56 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2002-2003

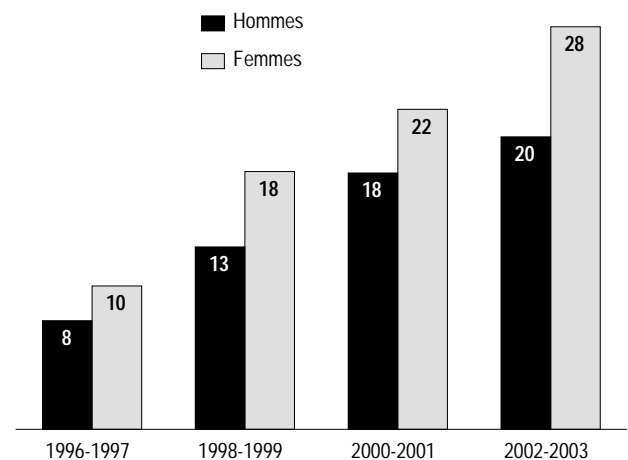


Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2002-2003, fichier longitudinal

Nota : La pente de la courbe d'accroissement est significativement différente de 0 ( $p < 0,05$ ).

Graphique 4

Pourcentage de personnes faisant de l'embonpoint en 1994-1995 qui sont devenues obèses, selon le sexe, population à domicile de 20 à 56 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2002-2003



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2002-2003, fichier longitudinal

Nota : La pente de la courbe d'accroissement est significativement différente de 0 ( $p < 0,05$ ).

## Les hommes plus jeunes sont davantage susceptibles de devenir obèses

Les jeunes adultes, particulièrement les hommes, couraient un risque élevé de devenir obèses (tableau 1). Durant la période de huit ans à l'étude, les hommes dans la vingtaine et la trentaine qui faisaient de l'embonpoint étaient plus susceptibles de devenir obèses que ceux dans la cinquantaine. Chez les femmes dans la vingtaine faisant de l'embonpoint, le risque de devenir obèse était plus élevé que chez celles dans la cinquantaine, mais il n'atteignait pas le seuil de signification statistique ( $p=0,07$ ).

## Revenu plus faible, risque plus élevé

Les membres des ménages du quintile de revenu le plus élevé étaient moins susceptibles de devenir obèses que ceux appartenant au quintile de revenu le plus faible. Chez les hommes faisant de l'embonpoint, le risque de devenir obèse était environ 40 % plus faible chez ceux qui se situaient dans les deux quintiles de revenu supérieurs que chez ceux qui se trouvaient dans le quintile inférieur. Chez les femmes, celles qui se situaient dans les quintiles de revenu moyen et moyen-supérieur couraient un risque significativement plus faible d'être obèses, dans

Tableau 1

Rapports de risques corrigés que les hommes et les femmes de 20 à 56 ans faisant de l'embonpoint deviennent obèses, selon certaines caractéristiques, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2002-2003

	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	Rapport de risques corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de risques corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de risques corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de risques corrigé	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Indice de masse corporelle en 1994-1995</b>	2,05*	1,85 - 2,28	1,90*	1,70 - 2,12				
<b>Groupe d'âge</b>								
20 à 29 ans	2,48*	1,54 - 4,00	1,61	0,97 - 2,68				
30 à 39 ans	1,60*	1,06 - 2,41	1,17	0,75 - 1,83				
40 à 49 ans	1,33	0,88 - 2,00	1,17	0,75 - 1,83				
50 à 56 ans <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...				
<b>Quintile de revenu du ménage</b>								
Inférieur <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...				
Moyen-inférieur	0,77	0,49 - 1,23	0,79	0,52 - 1,20				
Moyen	0,67	0,41 - 1,09	0,60*	0,37 - 0,97				
Moyen-supérieur	0,60*	0,37 - 0,97	0,60*	0,38 - 0,92				
Supérieur	0,54*	0,33 - 0,85	0,63	0,39 - 1,01				
<b>État matrimonial</b>								
Célibataire <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...				
Marié(e) ou union de fait	1,18	0,82 - 1,71	1,19	0,75 - 1,91				
Séparé(e) ou divorcé(e) ou veuf(ve)	0,84	0,47 - 1,51	0,86	0,50 - 1,48				
<b>Consommation d'alcool</b>								
N'a jamais bu <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...				
Régulière	0,64	0,38 - 1,10	0,65	0,37 - 1,15				
Occasionnelle	0,56	0,29 - 1,08	0,54*	0,30 - 0,97				
Ancien(ne) buveur(se)	1,20	0,64 - 2,25	0,64	0,34 - 1,23				
<b>Usage du tabac</b>								
N'a jamais fumé <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...				
Quotidien	1,49*	1,06 - 2,08	1,13	0,80 - 1,60				
Occasionnel	1,33	0,75 - 2,34	0,56	0,26 - 1,20				
Ancien(ne) fumeur(se)	1,26	0,91 - 1,76	0,93	0,67 - 1,30				
<b>Activité physique durant les loisirs<sup>†</sup></b>								
Sédentaire <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...				
Faible	1,08	0,74 - 1,58	0,89	0,59 - 1,34				
Modérée	1,07	0,76 - 1,50	0,73	0,51 - 1,06				
Intense	1,06	0,77 - 1,45	0,92	0,55 - 1,55				
<b>Activité physique quotidienne habituelle<sup>†</sup></b>								
Reste assis(e) <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...				
Debout ou marche	0,80	0,55 - 1,16	0,72*	0,52 - 1,00				
Soulève des charges légères	1,02	0,68 - 1,52	0,72	0,48 - 1,08				
Travail exténuant	0,75	0,47 - 1,17	0,77	0,26 - 2,21				
<b>Autoévaluation de la santé</b>								
Excellente/très bonne <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...				
Bonne	1,30	0,97 - 1,74	0,75	0,54 - 1,05				
Passable/mauvaise	1,04	0,58 - 1,88	0,66	0,37 - 1,19				
<b>Limitation des activités</b>								
Non <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...				
Oui	1,44*	1,02 - 2,03	1,41	0,97 - 2,07				
<b>Région</b>								
Atlantique	0,85	0,59 - 1,24	1,00	0,67 - 1,50				
Québec	1,04	0,70 - 1,54	1,13	0,77 - 1,67				
Ontario <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...				
Prairies	1,05	0,73 - 1,51	1,09	0,73 - 1,62				
Colombie-Britannique	1,02	0,71 - 1,48	1,15	0,67 - 1,96				

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2002-2003, fichier longitudinal.

Nota : Les modèles sont fondés sur les enregistrements obtenus pour 1 937 hommes et 1 184 femmes qui avaient de 20 à 56 ans et faisaient de l'embonpoint en 1994-1995. Les données ayant été arrondies, un rapport de risques dont la limite de confiance supérieure est égale à 1,00 est significatif.

<sup>†</sup> Groupe de référence.

‡ Mesurée lors de chaque cycle de l'enquête.

\* Valeur significativement différente de celle observée pour le groupe de référence ( $p < 0,05$ )



## Définitions

Sauf pour les deux mesures de l'activité physique, les variables indépendantes utilisées dans la présente analyse ont trait aux caractéristiques des participants à l'enquête de 1994-1995.

On a sélectionné pour l'analyse des personnes qui avaient de 20 à 56 ans en 1994-1995. Au cinquième cycle de l'Enquête nationale sur la santé de la population (2002-2003), ces personnes avaient de 28 à 64 ans. Les femmes enceintes ont été exclues.

Les *quintiles de revenu du ménage* ont été établis selon le revenu du ménage corrigé pour tenir compte de la taille du ménage (revenu du ménage / racine carrée de la taille du ménage) :

Quintile	Revenu du ménage
Inférieur	Moins de 12 500 \$
Moyen-inférieur	12 500 \$ à 20 207 \$
Moyen	20 208 \$ à 27 500 \$
Moyen-supérieur	27 501 \$ à 40 414 \$
Supérieur	Plus de 40 414 \$

Trois catégories d'*état matrimonial* ont été définies : jamais marié(e); marié(e) ou union de fait ou vivant avec un(e) partenaire; et séparé(e), divorcé(e) ou veuf(ve).

Les catégories de consommation d'alcool renvoient aux habitudes de consommation de quatre groupes de buveurs : régulière; occasionnelle; ancien(ne) buveur(se); n'a jamais bu. Pour les besoins de l'enquête, un « verre » signifiait une bouteille ou une canette de bière, ou un verre de bière en fût; un verre de vin ou de boisson rafraîchissante au vin (« cooler »); un verre d'une once et demie de spiritueux ou un cocktail contenant une once et demie de spiritueux. La catégorie « régulière » s'appliquait aux répondants ayant déclaré avoir pris un verre plus d'une fois par mois au cours des 12 mois ayant précédé l'interview de l'enquête, et la catégorie « occasionnelle », aux répondants ayant déclaré avoir pris moins d'un verre par mois au cours de la même période. Était considéré comme « ancien(ne) buveur(se) » un répondant qui n'avait pas consommé du tout d'alcool au cours des 12 derniers mois, mais qui, auparavant, avait pris au moins un verre d'alcool. La catégorie « n'a jamais bu » se rapportait aux répondants ayant déclaré n'avoir jamais consommé un seul verre d'alcool.

Les catégories d'*usage du tabac* sont : n'a jamais fumé, quotidien, occasionnel et ancien(ne) fumeur(se).

Le niveau d'activité physique des participants à l'enquête a été calculé pour chaque cycle (covariable variant en fonction du temps). Le niveau d'*activité physique durant les loisirs* est fondé sur la

combinaison de la dépense d'énergie durant une activité particulière et sur la fréquence à laquelle une personne s'adonnait à cette activité. La dépense d'énergie (DE) est le nombre de kilocalories dépensées par kilogramme de poids corporel par jour (KKJ). Une DE inférieure à 1,5 KKJ est considérée comme étant faible, celle comprise entre 1,5 et 2,9 KKJ, comme étant moyenne, et celle qui est égale ou supérieure à 3 KKJ, comme étant élevée. La fréquence de l'activité physique est regroupée en deux catégories, selon le nombre de fois que la personne s'adonnait à chaque activité pendant au moins 15 minutes : régulière (au moins 12 fois par mois) ou irrégulière (11 fois par mois ou moins). Quatre catégories d'activité physique ont été définies :

- *intense* : forte dépense d'énergie (au moins 3 KKJ) durant une activité physique régulière;
- *modérée* : dépense d'énergie moyenne (de 1,5 à 2,9 KKJ) durant une activité physique régulière;
- *faible* : dépense d'énergie faible (moins de 1,5 KKJ) durant une activité physique régulière;
- *personne sédentaire* : activité physique irrégulière, quelle que soit la dépense d'énergie.

L'*activité physique quotidienne habituelle* est fondée sur les activités quotidiennes habituelles et les habitudes de travail de la personne au cours des trois mois précédents :

- normalement assis(e) pendant la journée, sans trop marcher;
- souvent debout ou en train de marcher;
- lève ou transporte des objets légers;
- fait du travail exténuant ou porte des objets très lourds.

L'*autoévaluation de la santé* est obtenue au moyen d'une échelle de cinq points : mauvaise, passable, bonne, très bonne ou excellente. Aux fins de la présente analyse, trois catégories ont été définies : excellente ou très bonne, bonne, et passable ou mauvaise.

On a considéré comme ayant une *limitation des activités* les personnes qui ont déclaré être limitées dans le genre ou dans le nombre d'activités auxquelles elles pouvaient s'adonner à la maison, au travail, à l'école ou dans d'autres activités, ou qui ont indiqué qu'elles souffraient d'une incapacité ou d'un handicap de longue durée.

Les provinces ont été groupées en cinq *régions* : Atlantique (Terre-Neuve, Nouveau-Brunswick, Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Édouard), Québec, Ontario, Prairies (Saskatchewan, Manitoba, Alberta) et Colombie-Britannique.



une proportion d'environ 40 %, que celles se trouvant dans le quintile le plus bas.

Le coût des aliments pourrait être associé au revenu du ménage et à l'obésité. En effet, les aliments qui sont riches en matières grasses et en sucre coûtent souvent moins cher. Les familles à faible revenu doivent faire un compromis entre les dépenses d'épicerie et celles consacrées à d'autres nécessités, comme le logement et les vêtements<sup>11</sup>. En outre, on a montré que le coût des aliments est plus élevé dans les quartiers pauvres et il se peut qu'il ne soit pas toujours possible de se déplacer pour aller faire les achats dans les quartiers où les prix sont moins élevés<sup>12</sup>.

### **Consommation occasionnelle d'alcool**

Chez les femmes faisant de l'embonpoint qui consommaient de l'alcool à l'occasion, le risque de devenir obèse était près de 50 % plus faible que chez celles qui n'en avaient jamais bu. Bien que l'on observe une tendance comparable chez les hommes, l'association n'est pas statistiquement significative ( $p=0,08$ ).

Dans le cadre d'autres études, on a noté qu'il existe un lien entre la consommation d'alcool et une légère perte de poids chez les femmes<sup>13,14</sup>. En outre, les personnes qui ne boivent qu'à l'occasion pourraient avoir adopté des comportements favorables à la santé, notamment en ce qui concerne leur alimentation, ces bonnes habitudes contribuant à diminuer le risque de devenir obèse.

### **Risque élevé chez les hommes qui fument**

Les hommes faisant de l'embonpoint et qui fumaient quotidiennement en 1994-1995 étaient près de 50 % plus susceptibles d'être obèses en 2002-2003 que ceux qui n'avaient jamais fumé. Ce résultat contredit ceux d'études transversales dans lesquelles on peut lire que les fumeurs sont moins susceptibles d'être obèses que les personnes n'ayant jamais fumé. Mais ces études montrent aussi que les anciens fumeurs courent un plus grand risque d'être obèses que les personnes n'ayant jamais fumé<sup>15</sup>. Une analyse plus approfondie des données

de l'ENSP montre que ces résultats reflètent, du moins en partie, un gain de poids chez les personnes qui ont cessé de fumer après 1994-1995 (données non présentées).

### **Activité**

Il n'est pas étonnant de constater que les personnes qui faisaient de l'embonpoint et qui étaient limitées dans leurs activités quotidiennes, que ce soit à la maison, au travail ou à l'école, couraient un plus grand risque que les autres de devenir obèses. Bien que cette association ne soit statistiquement significative que chez les hommes, l'indice d'un lien semblable existe chez les femmes ( $p=0,07$ ). En raison de leurs limitations physiques, nombre de ces personnes pourraient être plus ou moins inactives, ce qui contribue à accroître le risque de prendre du poids.

En fait, l'activité physique semble être un moyen pour protéger de l'obésité les femmes qui font de l'embonpoint. Celles dont les activités quotidiennes exigeaient qu'elles marchent beaucoup ou se tiennent debout étaient moins susceptibles de devenir obèses que celles qui demeuraient assises la majeure partie de la journée. Même si l'on prend en compte l'effet des autres variables, cette association reste statistiquement significative. En outre, les femmes qui faisaient de l'embonpoint et dont l'activité physique était modérée durant les loisirs couraient un moins grand risque de devenir obèses que celles qui étaient sédentaires. Cependant, quand on prend en compte l'effet des autres variables, cette relation n'est plus significative ( $p=0,10$ ). Aucune association statistiquement significative entre l'activité physique telle que mesurée dans l'enquête et le risque de devenir obèse n'a été observée chez les hommes faisant de l'embonpoint.

### **La région ne joue aucun rôle**

Malgré des différences géographiques de prévalence de l'obésité, l'analyse ne révèle aucune association entre la région de résidence et le risque de devenir obèse. Donc, le risque qu'une personne faisant de l'embonpoint devienne obèse est influencé par des

facteurs comme l'âge, le revenu, l'usage du tabac et l'activité physique, mais non par le simple fait de résider dans une région particulière du pays.

### Mot de la fin

Entre 1994-1995 et 2002-2003, le tiers des personnes qui avaient un poids santé au début de la période ont commencé à faire de l'embonpoint, alors que près du quart de celles qui faisaient de l'embonpoint sont devenues obèses.

Comme il fallait s'y attendre, l'embonpoint est une importante variable explicative de l'obésité; en fait, il représente une étape intermédiaire. Toutefois, même si l'on tient compte de l'étendue de l'embonpoint en 1994-1995, plusieurs facteurs sont associés au fait de devenir obèse, et ce, de façon indépendante. Parmi les personnes qui faisaient de l'embonpoint, le risque de devenir obèse était relativement élevé chez les hommes plus jeunes et chez les membres de ménages à faible revenu. Chez les hommes faisant de l'embonpoint, l'usage du tabac augmentait le risque de devenir obèse, alors que chez les femmes faisant de l'embonpoint, la consommation occasionnelle d'alcool était associée à une diminution du risque d'obésité. Les hommes faisant de l'embonpoint qui éprouvaient une limitation des activités étaient plus susceptibles de devenir obèses que ceux n'ayant aucune limitation. Enfin, dans une certaine mesure, l'activité physique offrait aux femmes faisant de l'embonpoint une protection contre l'obésité.

Bien que les enfants ne fassent pas partie du champ de l'étude, on sait que l'obésité des parents augmente significativement le risque d'obésité chez les enfants<sup>16</sup>. Par conséquent, repérer les groupes d'adultes susceptibles de prendre du poids et en faire la cible des interventions pourrait constituer un moyen indirect de prévenir l'obésité chez leurs enfants.

Une fois acquis, l'excès de poids semble difficile à perdre. Il est donc essentiel de mieux comprendre la dynamique qui sous-tend la tendance à l'obésité chez les Canadiens afin de mettre en place des programmes de santé publique efficaces. ●

### Remerciements

Les auteurs remercient Dennis Batten de sa contribution à l'analyse statistique, Marc Joncas d'avoir partagé son expérience de l'analyse des données de survie, et Claudia Sanmartin et François Gendron de leurs suggestions durant l'analyse.

Une version électronique du présent article, « Obésité : un enjeu en croissance » a été diffusée le 7 avril 2005 dans la série En santé aujourd'hui, en santé demain? Résultats de l'Enquête nationale sur la santé de la population (82-618-MWF, publication gratuite). Cette publication est disponible à : <http://www.statcan.ca/francais/research/82-618-MIF/82-618-MIF2005003.htm>

### Références

1. Institut canadien d'information sur la santé, *Améliorer la santé des Canadiens*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2004.
2. A. Peeters, J.J. Barendregt, F. Willekens *et al.*, « Obesity in adulthood and its consequence for life expectancy: A life-table analysis », *Annals of Internal Medicine*, 138(1), 2003, p. 24-33.
3. K.D. Raine, *Le surpoids et l'obésité au Canada: une perspective de la santé de la population*, Ottawa, Initiative sur la santé de la population canadienne, Institut canadien d'information sur la santé, 2004.
4. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beudet, « Enquête nationale sur la santé de la population — une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
6. P.D. Allison, *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*, Cary, N.C., SAS Institute, 1995.
7. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).

8. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
9. 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.
10. Groupe de travail sur la problématique du poids, *Les problèmes reliés au poids au Québec : un appel à la mobilisation*, Montréal, Association pour la Santé publique du Québec, 2003.
11. Ontario Prevention Clearinghouse and the Health Communication Unit, « In the news this week! Poverty and health - in global arena (WTO), national (child poverty), provincial (budget cuts) and local (Toronto) », *Ontario Health Promotion E-Bulletin*, 133(1), 1999, p. 5-7. Aussi disponible à l'adresse : [www.ohpe.ca/ebulletin/ViewFeatures.cfm?ISSUE\\_ID=133&startrow=191](http://www.ohpe.ca/ebulletin/ViewFeatures.cfm?ISSUE_ID=133&startrow=191).
12. K.D. Travers, « The social organization of nutritional inequities », *Social Science and Medicine*, 43(4), 1996, p. 543-553.
13. H.S. Kahn, L.M. Tatham, C. Rodriguez *et al.*, « Stable behaviors associated with adults' 10-year changes of body mass index and the likelihood of gain at the waist », *American Journal of Public Health*, 87(5), 1997, p. 747-754.
14. A.M. Prentice, « Alcohol and obesity », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 19(suppl. 5), 1995, p. S44-S50.
15. T. Ostbye, J. Pomerleau, M. Speechley *et al.*, « Correlates of body mass index in the 1990 Ontario Health Survey », *Canadian Medical Association Journal*, 152, 1995, p. 1811-1817.
16. G. Carrière, « Caractéristiques des enfants et des parents liées à l'obésité juvénile », *Rapports sur la santé*, 14(suppl.), 2003, p. 33-44 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**







# Santé en bref

De courts articles descriptifs qui  
présentent de l'information  
récente tirée d'enquêtes sur la  
santé ou de bases de données  
administratives

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**





# Tendances de l'obésité chez l'adulte

par Margot Shields et Michael Tjepkema

**Mots-clés :** indice de masse corporelle, poids corporel, revenu, usage du tabac

Au cours des dernières années, la proportion d'adultes canadiens qui ont un excès de poids a augmenté considérablement, fait qui reflète une tendance mondiale touchant tant les pays développés que les pays en développement<sup>1</sup>. S'il est évident que la prévalence de l'obésité est à la hausse au Canada<sup>2</sup>, la façon dont cette tendance se manifeste au sein de segments divers de la population est moins connue. Le présent article décrit les tendances quant à la prévalence de l'obésité – évaluée à partir de mesures réelles de la taille et du poids – selon la province, l'âge, l'usage du tabac et le revenu du ménage.

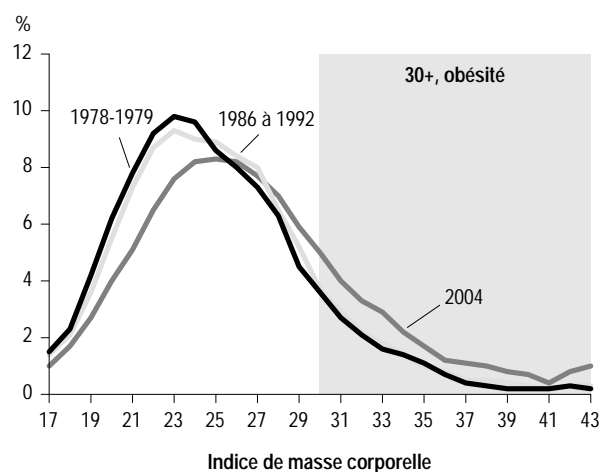
## Mesure de la taille et du poids

Dans les enquêtes sur la santé de la population, on évalue généralement l'obésité à partir de la catégorie d'indice de masse corporelle (IMC). L'IMC se calcule à partir des mesures de la taille et du poids d'une personne (voir *Mesure de la composition corporelle*). Or, des renseignements permettant de déterminer l'IMC ont été recueillis dans le cadre de nombreuses enquêtes canadiennes. Mais en raison de différences dans les procédures et les méthodes de collecte de données, il est difficile de comparer entre elles les estimations calculées pour des périodes différentes. Entre autres, les enquêtes qui s'appuient sur des valeurs autodéclarées de la taille et du poids ont tendance à donner lieu à une sous-estimation de la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité<sup>3-6</sup>. En outre, le mode de collecte (comme l'interview sur place ou l'interview téléphonique, par exemple) peut également avoir une incidence sur les renseignements autodéclarés<sup>7</sup>.

Grâce aux données recueillies dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 : Nutrition, de l'Enquête santé Canada (ESC) de 1978-1979, et des Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire (ECSC) menées de 1986 à 1992, il est possible d'établir des comparaisons valables dans le temps pour la population d'adultes de 18 à 74 ans. En effet, au cours de chacune de ces enquêtes, les intervieweurs ont mesuré la taille et le poids d'échantillons d'adultes nationalement représentatifs. Afin de tenir compte des changements survenus dans la répartition par âge

**Graphique 1**

Répartition en pourcentage de la population à domicile de 18 à 74 ans, selon l'indice de masse corporelle (IMC), Canada, territoires non compris



*Sources des données :* Enquête santé Canada, 1978-1979; Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire, 1986 à 1992; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

de la population et de permettre des comparaisons historiques de la prévalence de l'obésité, les estimations relatives à 1978-1979 et à 1986-1992 ont été normalisées selon l'âge en fonction de la population cible de 2004.

### Changement marqué en 2004

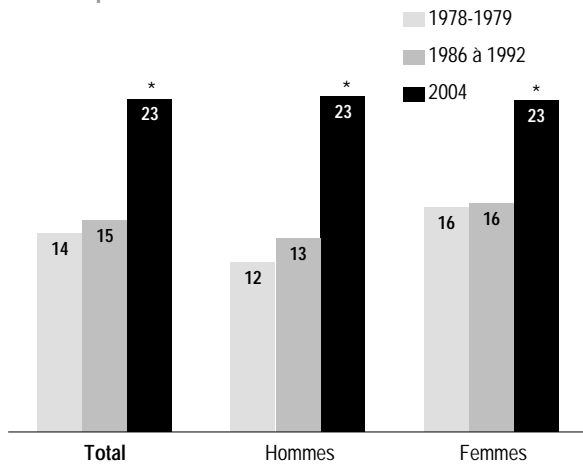
Dans l'ensemble, la répartition des adultes canadiens de 18 à 74 ans en fonction de l'IMC était similaire pour 1978-1979 et 1986-1992. En 2004, cependant, on constatait un déplacement évident vers les poids plus élevés (graphique 1, tableau A), comme en attestent, tant chez les hommes que chez les femmes, les différences observables dans les estimations de l'obésité (graphique 2). En 1978-1979, chez les hommes, le taux d'obésité corrigé pour tenir compte de l'âge était de 12 %. Pour la période 1986-1992, ce chiffre avait peu varié (13 %), mais en 2004, il avait presque doublé

pour atteindre 23 %. La tendance est comparable chez les femmes : en 1978-1979, puis de nouveau en 1986-1992, 16 % d'entre elles étaient obèses. Toutefois, en 2004, ce chiffre avait augmenté de façon significative pour se fixer à 23 %.

### Différences entre les provinces

Entre 1986-1992 et 2004, la prévalence de l'obésité a augmenté de façon significative dans presque toutes les provinces (graphique 3). La Nouvelle-Écosse présentait l'unique exception. Bien que chez les femmes de cette province, la hausse ait été significative, chez les hommes, les estimations de l'obésité sont demeurées sensiblement les mêmes (tableau B). Les hausses les plus

**Graphique 2**  
Pourcentage de personnes obèses, selon le sexe, population à domicile de 18 à 74 ans, Canada, territoires non compris

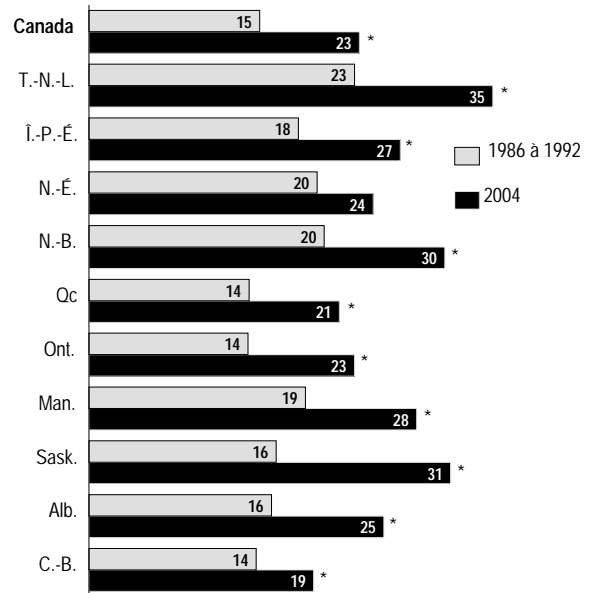


*Sources des données :* Enquête santé Canada, 1978-1979; Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire, 1986 à 1992; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

*Nota :* Pour chaque sexe, les estimations fondées sur l'Enquête santé Canada et les Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire sont normalisées selon l'âge en fonction de la répartition par âge de la population cible correspondante de l'ESCC de 2004.

\* Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour 1986 à 1992 ( $p < 0,05$ ).

**Graphique 3**  
Pourcentage de personnes obèses, selon la province, population à domicile de 18 à 74 ans, Canada, territoires non compris



*Sources des données :* Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire, 1986 à 1992; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

*Nota :* Pour chaque province, l'estimation fondée sur les Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire est normalisée selon l'âge en fonction de la répartition par âge de la population cible correspondante de l'ESCC de 2004.

\* Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour 1986 à 1992 ( $p < 0,05$ ).

importantes du taux global d'obésité, soit celles dépassant 10 points de pourcentage, ont eu lieu en Saskatchewan, à Terre-Neuve-et-Labrador et au Nouveau-Brunswick.

## Les hommes deviennent obèses plus jeunes

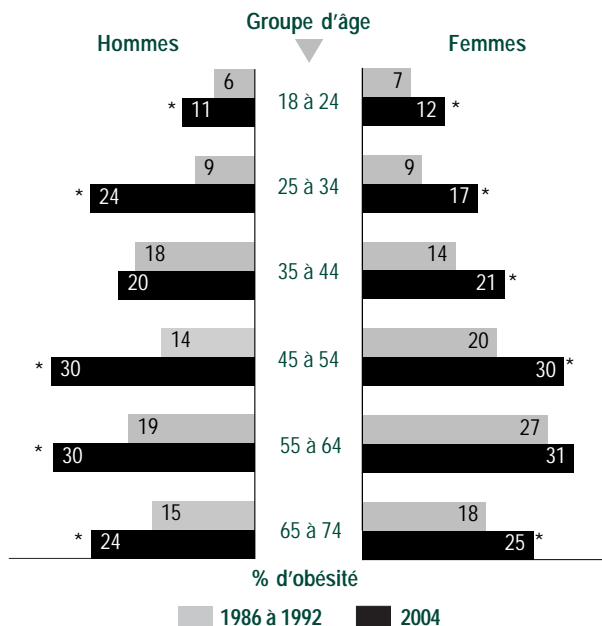
Chez les hommes, la probabilité d'être obèse a augmenté entre 1986-1992 et 2004, et ce, pour presque tous les groupes d'âge (graphique 4). En effet, le taux d'obésité a connu une hausse particulièrement forte parmi le groupe des 25 à 34 ans, chez qui il est passé de 9 % à 24 %. Une augmentation comparable a été observée chez les hommes de 45 à 54 ans : les 30 % enregistrés en 2004 étaient beaucoup plus élevés que les 14 % observés en 1986-1992. Parmi le groupe des

hommes plus jeunes, le taux de 6 % correspondant à la période 1986–1992 a atteint 11 % en 2004, ce qui représente une augmentation significative bien que faible.

Pour la période 1986–1992, la proportion d'hommes de 25 à 34 ans qui étaient obèses était relativement faible : 9 % contre 13 % pour l'ensemble des hommes (tableau A). En 2004, toutefois, la situation des hommes appartenant à ce groupe d'âge était moins avantageuse. De fait, comparativement au groupe des 18 à 24 ans, la probabilité que les hommes de 25 à 34 ans deviennent obèses avait plus que doublé, ce qui laisse entendre qu'aujourd'hui les hommes deviennent obèses plus jeunes.

Entre 1986-1992 et 2004, la prévalence de l'obésité chez les femmes a augmenté de façon significative dans la plupart des groupes d'âge. Toutefois, le groupe des 55 à 64 ans présentait une exception (graphique 4). Comparativement aux hommes, les femmes affichaient des taux de prévalence de l'obésité plus uniformes d'un groupe d'âge à l'autre.

**Graphique 4**  
Pourcentage de personnes obèses, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 18 à 74 ans, Canada, territoires non compris



*Sources des données : Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire, 1986 à 1992; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004*

\* Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour 1986 à 1992 ( $p < 0,05$ ).

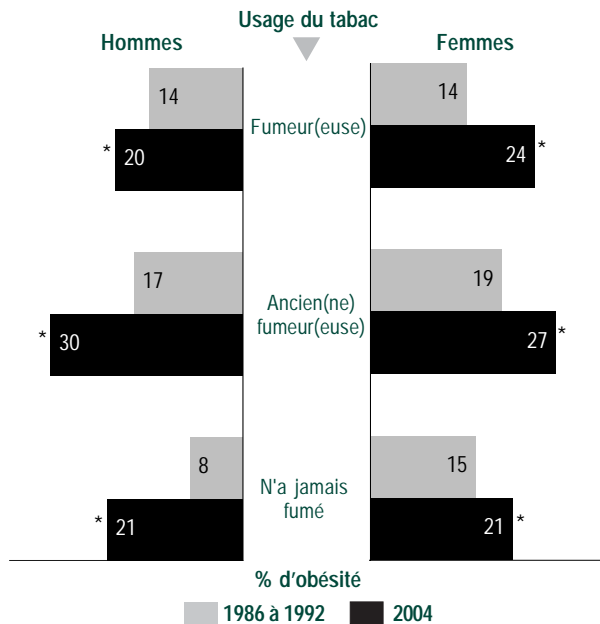
## Usage du tabac

Entre 1986-1992 et 2004, la prévalence de l'obésité a augmenté chez les personnes des deux sexes sans égard à la situation quant à l'usage du tabac (graphique 5). Chez les hommes, la hausse a été plus prononcée parmi les anciens fumeurs et les personnes n'ayant jamais fumé que chez les autres (de 13 points dans les deux cas).

À l'instar des résultats d'une étude réalisée aux États-Unis<sup>8</sup>, les hommes et les femmes anciens fumeurs étaient plus susceptibles que les autres d'être obèses (tableau A). Cependant, comme les anciens fumeurs sont en moyenne plus âgés, et comme la prévalence de l'obésité tend à augmenter en fonction de l'âge, le facteur âge sous-tend peut-être cette association. Ainsi, lorsqu'on étudie l'association entre l'usage du tabac et l'obésité dans des modèles multivariés tout en tenant compte des effets de l'âge, chez les femmes, le fait d'être une ancienne fumeuse n'est plus associé à une probabilité plus grande d'être obèse, ni pour la

Graphique 5

Pourcentage de personnes obèses, selon le sexe et l'usage du tabac, population à domicile de 18 à 74 ans, Canada, territoires non compris



Sources des données : Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire, 1986 à 1992; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

Nota : Pour chaque groupe sexe usage du tabac, l'estimation fondée sur les Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire est normalisée selon l'âge en fonction de la répartition par âge de la population cible correspondante de l'ESCC de 2004.

\* Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour 1986 à 1992 ( $p < 0,05$ ).

période 1986–1992 ni pour 2004. Par contre, chez les hommes anciens fumeurs, la probabilité d'être obèse est constante pour les deux périodes (données non présentées).

## Revenu et obésité

Pour la période 1986–1992, l'obésité tendait à être plus faible chez les personnes vivant dans les ménages ayant les revenus les plus élevés. En effet, les hommes vivant au sein d'un ménage à revenu moyen-supérieur ou supérieur étaient moins susceptibles d'être obèses que leurs homologues vivant au sein d'un ménage à revenu inférieur (tableau A). Parmi les femmes, celles qui faisaient

## Mésure de la composition corporelle

La composition corporelle peut être déterminée par diverses méthodes, telles que la pesée hydrostatique (pesée dans l'eau), la mesure des plis cutanés, l'absorptiométrie à rayons X en double énergie (DEXA) et la dilution isotopique<sup>1</sup>. Certaines de ces méthodes exigent d'avoir un équipement coûteux ou de faire appel à des spécialistes ayant reçu une formation très poussée, et ne peuvent par conséquent pas être appliquées aux enquêtes à grande échelle. Une solution de rechange fréquemment employée est celle de l'indice de masse corporelle (IMC), qui consiste à comparer le poids d'une personne à sa taille ( $IMC = \text{poids (kilogrammes)} / [\text{taille (mètres)}]^2$ ). L'IMC ne mesure pas directement la quantité de tissu adipeux, mais il y est fortement associé et peut être utilisé pour indiquer divers niveaux de risque pour la santé<sup>9</sup>.

Selon les lignes directrices de l'Organisation mondiale de la Santé et de Santé Canada, un IMC compris entre 25,0 et 29,9 correspond à un *surpoids* ou *embonpoint*, lequel est associé à un risque accru de présenter des problèmes de santé. Un IMC de 30,0 ou plus correspond à la catégorie *obésité* et est associé à un risque encore plus grand d'avoir des problèmes de santé.

L'évaluation du poids corporel au moyen de l'IMC présente plusieurs limites. Dans un premier temps, l'IMC ne mesure pas la quantité de tissu adipeux ou la répartition de celui-ci, ce qui est important, parce que l'excès de graisse dans la région abdominale est associé à un accroissement des risques pour la santé<sup>9</sup>. Dans un deuxième temps, l'IMC peut donner lieu à une fausse classification des jeunes adultes dont la croissance n'est pas terminée, des personnes naturellement minces ou très musclées, des personnes très grandes ou très petites et des personnes appartenant à certains groupes ethniques ou raciaux<sup>9</sup>. Pour ces raisons, l'IMC est une bonne mesure pour l'ensemble de la population, mais pas forcément pour les particuliers.

partie d'un ménage ayant un revenu supérieur, moyen-supérieur ou moyen-inférieur affichaient un taux d'obésité inférieur de plus de 10 points à celui observé chez les femmes du groupe de revenu inférieur.

## Définitions des sous-populations et limites

La comparaison historique des estimations de l'obésité se rapportant à diverses sous-populations est souvent difficile en raison des différences dans la façon de mesurer les concepts ou dans le libellé des questions. Cependant, des comparaisons valables peuvent être établies entre les Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire (ECSC) menées de 1986 à 1992 et l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004, notamment en ce qui a trait à la province, l'âge, l'usage du tabac et le revenu du ménage.

Les Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire ont été réalisées à divers moments : dès 1986 en Nouvelle-Écosse, par exemple, et aussi tard qu'en 1992 en Ontario (tableau B). Ainsi, cela limite la mesure dans laquelle il est possible d'établir des comparaisons entre les provinces.

L'évaluation de la situation quant à l'*usage du tabac* différait légèrement entre l'ECSC et l'ESCC : dans le premier cas, le « tabac » s'entendait de la cigarette, du cigare et de la pipe, tandis que dans le deuxième, il se limitait à la cigarette.

Dans l'ECSC réalisé de 1986 à 1992, les fourchettes suivantes ont été utilisées pour déterminer le *revenu brut total du ménage* l'année précédente : moins de 12 000 \$; de 12 000 \$ à 24 999 \$; de 25 000 \$ à 49 999 \$; 50 000 \$ et plus. Lors de l'ESCC de 2004, les répondants devaient fournir le montant exact. Afin d'obtenir des catégories comparables, on a calculé la répartition pondérée des quatre groupes de revenu à l'ECSC de 1986-1992 (9 %, 18 %, 39 % et 34 %) et on l'a appliquée aux données sur le revenu exact de l'ESCC de 2004. Cet ajustement a donné lieu aux catégories de revenu suivantes en 2004 : moins de 17 500 \$; de 17 500 \$ à 34 999 \$; de 35 000 \$ à 70 999 \$; 71 000 \$ et plus.

En 2004, la relation entre l'obésité et le revenu avait changé. Chez les femmes, seules celles vivant au sein d'un ménage à revenu supérieur continuaient d'afficher un taux d'obésité relativement faible. Chez les hommes, cette association avait complètement disparu et à l'étude des résultats correspondant aux groupes ayant les revenus les plus restreints, on pouvait même constater que les hommes vivant dans les ménages

## Sources des données

Des renseignements permettant de calculer l'indice de masse corporelle (IMC) ont été recueillis dans le cadre de plusieurs enquêtes canadiennes. Certaines reposaient sur des mesures autodéclarées de la taille et du poids, alors que d'autres s'appuyaient sur des mesures directes de la taille et du poids. Étant donné les problèmes inhérents aux données autodéclarées, seules les enquêtes s'appuyant sur des mesures réelles ont été prises en compte dans la présente analyse. Au Canada, des mesures directes de la taille et du poids ont été recueillies dans le cadre de six enquêtes nationales : l'Enquête sur la nutrition de 1970 à 1972, l'Enquête santé Canada de 1978-1979, l'Enquête condition physique Canada de 1981, l'Enquête Campbell sur la santé et le bien-être au Canada de 1988, les Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire de 1986 à 1992 et, plus récemment, l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition. Des études antérieures laissent entendre que l'Enquête condition physique Canada de 1981 et l'Enquête Campbell sur la santé et le bien-être au Canada de 1988 ne sont pas directement comparables aux autres enquêtes parce qu'elles mettaient l'accent sur la condition physique, et non pas sur la santé. Certains pensent que cela pourrait avoir introduit un biais de non-réponse au volet des enquêtes portant sur la condition physique<sup>10</sup>. L'Enquête sur la nutrition de 1970 à 1972 n'a pas été utilisée dans la présente analyse sur la prévalence de l'obésité à cause du faible taux de réponse<sup>10</sup>.

L'Enquête santé Canada (ESC) a été menée de mai 1978 à mars 1979. Le taux de réponse a été de 77 %<sup>11</sup>. Un sous-échantillon de répondants ont été sélectionnés pour participer au volet de l'enquête sur les mesures physiques, dans le cadre duquel on recueillait des mesures directes de la taille et du poids. Le taux de réponse à ce volet a été de 72 %, ce qui donne un taux global de réponse de 55 %. Des mesures de la taille et du poids ont été obtenues auprès de 4 029 personnes de 18 à 74 ans.

Les Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire (ECSC) ont été réalisées entre 1986 et 1992 dans les dix provinces. Un échantillon probabiliste a été formé à partir de fichiers d'inscription à l'assurance-maladie<sup>12</sup>. Le taux de réponse à l'ECSC a été de 78 %<sup>12</sup> et l'IMC fondé sur des mesures directes a été calculé pour 86 % de ces répondants, ce qui donne un taux de réponse global de 67 %. Des mesures de la taille et du poids ont été obtenues auprès de 19 841 personnes de 18 à 74 ans.

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 : Nutrition visait à recueillir des renseignements sur l'état nutritionnel des Canadiens à l'échelle provinciale (voir [http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index\\_f.htm](http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index_f.htm)). Le taux de réponse a été de 76,5 %. Des mesures directes de la taille et du poids ont été obtenues auprès de 57,5 % d'adultes de 18 ans et plus, ce qui donne un taux de réponse global de 44 %. (Pour plus de renseignements sur les causes de la non-réponse et les biais pouvant en découler, voir *Limites* dans l'article de Michael Tjepkema, dans le présent numéro.) La présente analyse est fondée sur 10 586 adultes de 18 à 74 ans.

Le champ d'observation des trois enquêtes sur lesquelles se fonde le présent article excluait les résidents des territoires, des réserves indiennes et de certaines régions éloignées, les personnes vivant en établissement, les membres de la force régulière des Forces armées et les civils vivant dans les bases militaires. Toutes les estimations ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives des populations cibles pertinentes. Les erreurs-types et les coefficients de variation des estimations produites d'après l'ESC de 1978-1979 ont été calculés au moyen de SUDAAN, qui applique la méthode de linéarisation par développement en série de Taylor, pour tenir compte du plan de sondage complexe de l'enquête<sup>13</sup>. Pour l'ECSC de 1986-1992, les erreurs-types ont été calculées au moyen de la formule applicable à l'échantillonnage aléatoire simple avec intégration d'un effet de plan (1,5) pour tenir compte du plan de sondage de l'ECSC. Pour l'ESCC de 2004, les erreurs-types ont été estimées par la méthode du *bootstrap*<sup>14,15</sup>. Un niveau de signification de 0,05 a été appliqué dans tous les cas.

Afin de comparer la prévalence de l'obésité, les données provenant de l'ESC de 1978-1979 et de l'ECSC de 1986 à 1992 ont été normalisées en fonction de l'âge en appliquant à chaque sous-population la répartition par âge de la sous-population correspondante de l'ESCC de 2004. Six groupes d'âge ont été utilisés : 18 à 24 ans, 25 à 34 ans, 35 à 44 ans, 45 à 54 ans, 55 à 64 ans, et 65 ans et plus.

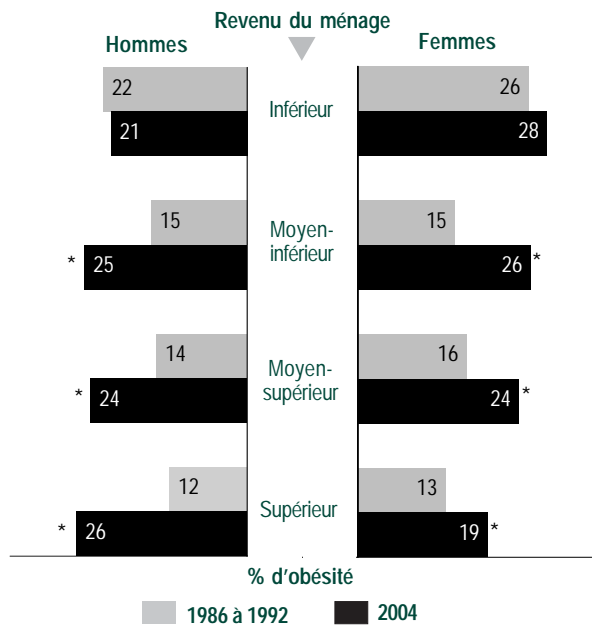


à revenu élevé étaient plus susceptibles que les autres d'être obèses<sup>2</sup>.

La nature changeante de la relation entre l'obésité et le revenu se dégage aussi lorsqu'on compare entre elles certaines estimations de l'obésité pour 1986-1992 et pour 2004. Tant chez l'homme que chez la femme, la prévalence de l'obésité était beaucoup plus élevée en 2004 pour les groupes de

revenu moyen-inférieur, moyen-supérieur et supérieur (graphique 6). Par contre, pour le groupe de revenu inférieur, le taux n'avait pas changé en 2004. En outre, la hausse de la prévalence de l'obésité chez les hommes était particulièrement prononcée parmi ceux du groupe de revenu supérieur, le taux de 12 % enregistré en 1986-1992 étant passé à 26 % en 2004. Parmi les femmes du même groupe, l'augmentation était moins prononcée, le taux correspondant étant allé de 13 % à 19 %.

**Graphique 6**  
 Pourcentage de personnes obèses, selon le sexe et le revenu du ménage, population à domicile de 18 à 74 ans, Canada, territoires non compris



*Sources des données :* Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire, 1986 à 1992; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

*Nota :* Pour chaque groupe sexe revenu du ménage, l'estimation fondée sur les Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire est normalisée selon l'âge en fonction de la répartition par âge de la population cible correspondante de l'ESCC de 2004.

\* Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour 1986 à 1992 ( $p < 0,05$ ).

Margot Shields (613 951 4177; Margot.Shields@Statcan.ca) et Michael Tjepkema travaillent à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, à Ottawa, Ontario, K1A 0T6 et au bureau régional de Toronto, 25, avenue St. Clair Est, Toronto (Ontario) M4T 1M4, respectivement.

Les auteurs remercient Wayne Millar de son aide lors de l'analyse des données des Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire.



## Références

1. Organisation mondiale de la Santé, *Obésité : prévention et prise en charge de l'épidémie mondiale* (OMS, Série de rapports techniques n° 894), Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2000.
2. M. Tjepkema, « Obésité chez les adultes », *Rapports sur la santé*, 17(3), 2006, p. 9-26 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. M.L. Booth, C. Hunter, C.J. Gore *et al.*, « The relationship between body mass index and waist circumference: implications for estimates of the population prevalence of overweight », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24(8), 2000, p. 1058-1061.
4. R.J. Roberts, « Can self-reported data accurately describe the prevalence of overweight? », *Public Health*, 109(4), 1995, p. 275-284.
5. M.L. Rowland, « Reporting bias in height and weight data », *Statistical Bulletin of the Metropolitan Insurance Company*, 70(2), 1989, p. 2-11.
6. R.S. Strauss, « Comparison of measured and self-reported weight and height in a cross-sectional sample of young adolescents », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 23(8), 1999, p. 904-908.
7. M. St-Pierre et Y. Béland, « Mode effects in the Canadian Community Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section*, Toronto, août 2004.
8. 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 », *The New England Journal of Medicine*, 333(18), 1995, p. 1165-1170.
9. Santé Canada, *Lignes directrices pour la classification du poids chez les adultes*, Ottawa, 2003 (Santé Canada, n° H49-179 / 2003F au catalogue).
10. G.M. Torrance, M.D. Hooper et B.A. Reeder, « Trends in overweight and obesity among adults in Canada (1970-1992): evidence from national surveys using measured height and weight », *International Journal of Obesity*, 26(6), 2002, p. 797-804.
11. Santé et bien-être social Canada et Statistique Canada, *La santé des Canadiens, rapport de l'Enquête santé Canada*, Ottawa, ministre des Approvisionnement et Services, 1981.
12. D.R. MacLean, A. Petrasovits, M. Nargundkar *et al.*, « Canadian Heart Health Surveys: A profile of cardiovascular risk survey methods and data analysis », *Canadian Medical Association Journal*, 146(11), 1992, p. 1969-1974.
13. B.V. Shah, G.B. Barnwell et G.S. Bieler, *SUDAAN User's Manual, Release 7.5*, Research Triangle Park, Caroline du Nord, Research Triangle Institute, 1997.
14. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
15. 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.

Tableau A

Pourcentage de personnes obèses, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 18 à 74 ans, Canada, territoires non compris, 1986 à 1992 et 2004

	1986 à 1992		2004
	Estimation brute	Estimation normalisée selon l'âge	%
	%	%	%
<b>Total, les deux sexes</b>	14,0	14,6	23,1*
Hommes <sup>†</sup>	13,1	13,4	23,2*
Femmes	14,9 ↑	15,8	22,9*
<b>Groupe d'âge</b>			
<b>Hommes</b>			
18 à 24	5,9 ↓		10,7*E ↓
25 à 34	8,8 ↓		24,2*
35 à 44	17,5 ↑		20,0
45 à 54	13,7		29,9* ↑
55 à 64	18,5 ↑		29,6* ↑
65 à 74	15,1 ↑		24,0*
<b>Femmes</b>			
18 à 24	7,1 ↓		12,1* ↓
25 à 34	8,8 ↓		16,9* ↓
35 à 44	13,7		20,9*
45 à 54	19,7 ↑		29,6* ↑
55 à 64	27,3 ↑		31,1 ↑
65 à 74	18,2 ↑		25,1*
<b>Usage du tabac</b>			
<b>Hommes</b>			
Fumeur	13,0	14,4	19,7*
Ancien fumeur	17,0 ↑	16,8	29,7* ↑
N'a jamais fumé	8,0 ↓	8,2	21,0*
<b>Femmes</b>			
Fumeuse	12,6 ↓	14,0	23,9*
Ancienne fumeuse	16,6 ↑	19,1	27,0* ↑
N'a jamais fumé	15,4	15,3	20,7* ↓
<b>Household income</b>			
<b>Hommes</b>			
Inférieur <sup>†</sup>	18,0	21,9	20,7 <sup>E</sup>
Moyen-inférieur	14,4	14,6	24,7*
Moyen-supérieur	13,3 ↓	13,8	23,8*
Supérieur	12,1 ↓	11,8	25,9*
<b>Femmes</b>			
Inférieure <sup>†</sup>	25,5	25,5	28,3
Moyen-inférieur	14,1 ↓	14,5	25,8*
Moyen-supérieur	14,8 ↓	16,2	24,1*
Supérieur	12,5 ↓	13,1	19,4* ↓

Sources des données : Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire, 1986 à 1992; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

Nota : Pour chaque sous-population, l'estimation fondée sur les Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire est normalisée selon l'âge en fonction de la répartition par âge de la sous-population cible correspondante de l'ESCC de 2004.

† Catégorie de référence; pour le groupe d'âge et l'usage du tabac, chaque estimation a été comparée à l'estimation pour les autres catégories regroupées.

\* Pour les groupes d'âge, valeur significativement plus élevée que l'estimation brute pour 1986 à 1992; pour les autres variables, valeur significativement plus élevée que l'estimation normalisée selon l'âge pour 1986 à 1992 ( $p < 0,05$ ).

↑ Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ ).

↓ Valeur significativement plus faible que l'estimation pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ ).

E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Table B

Pourcentage de personnes obèses, selon la province et le sexe, population à domicile de 18 à 74 ans, Canada, territoires non compris, 1986 à 1992 et 2004

Province (date, Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire)	1986-92		2004
	Estimation brute %	Estimation normalisé selon l'âge %	%
<b>Canada</b>	<b>14,0</b>	<b>14,6</b>	<b>23,1*</b>
Terre Neuve (1988-1989)	21,6 ↑	22,7	34,5* ↑
Île-du-Prince-Édouard (1988)	16,0	17,9	26,6*
Nouvelle-Écosse (1986)	18,6 ↑	19,5	24,3
Nouveau-Brunswick (1988)	18,2 ↑	20,1	30,4* ↑
Québec (1990)	12,7	13,7	21,4*
Ontario (1992)	13,1	13,6	22,7*
Manitoba (1989-1990)	17,3 ↑	18,5	28,5* ↑
Saskatchewan (1989-1990)	15,8	16,0	30,9* ↑
Alberta (1990)	14,9	15,6	25,2*
Colombie-Britannique (1989)	14,1	14,3	19,2* ↓
<b>Hommes</b>	<b>13,1</b>	<b>13,4</b>	<b>23,2*</b>
Terre Neuve (1988-1989)	21,9 ↑	22,9	33,4* ↑
Île-du-Prince-Édouard (1988)	16,8 ↑	19,5	22,0
Nouvelle-Écosse (1986)	19,6 ↑	21,0	18,8 <sup>E</sup>
Nouveau-Brunswick (1988)	17,4 ↑	19,7	32,4* ↑
Québec (1990)	12,7	13,6	20,7*
Ontario (1992)	11,1 ↓	10,9	23,3*
Manitoba (1989-1990)	18,1 ↑	19,0	30,9* ↑
Saskatchewan (1989-1990)	16,9 ↑	17,5	29,0*
Alberta (1990)	14,6	15,4	28,4*
Colombie-Britannique (1989)	12,0	12,2	18,1
<b>Femmes</b>	<b>14,9</b>	<b>15,8</b>	<b>22,9*</b>
Terre Neuve (1988-1989)	21,3 ↑	23,0	35,7* ↑
Île-du-Prince-Édouard (1988)	15,2	16,4	31,0* ↑
Nouvelle-Écosse (1986)	17,6	18,3	29,6*
Nouveau-Brunswick (1988)	19,0 ↑	20,5	28,4
Québec (1990)	12,8 ↓	13,9	22,1*
Ontario (1992)	15,1	16,2	22,2*
Manitoba (1989-1990)	16,5	18,0	26,0*
Saskatchewan (1989-1990)	14,8	14,4	32,9* ↑
Alberta (1990)	15,1	15,9	21,9*
Colombie-Britannique (1989)	16,1	16,5	20,3

**Sources des données :** Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire, 1986 à 1992; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004

**Nota :** Pour chaque sous-population, l'estimation fondée sur les Enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire est normalisée selon l'âge en fonction de la répartition par âge de la sous-population cible correspondante de l'ESCC de 2004. Pour chaque province, la catégorie de référence est l'estimation pour le Canada moins cette province.

\* Valeur significativement plus élevée que l'estimation normalisée selon l'âge pour 1986 à 1992 ( $p < 0,05$ ).

↑ Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ ).

↓ Valeur significativement plus faible que l'estimation pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ ).

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

# Différences régionales en matière d'obésité

par Margot Shields et Michael Tjepkema

**Mots-clés :** indice de masse corporelle, poids corporel, région métropolitaine de recensement, population rurale, population urbaine

En 2004, près du quart (23 %) des Canadiens de 18 ans et plus étaient obèses, et 36 % faisaient de l'embonpoint (données non présentées). Près de 6 adultes sur 10 avaient donc un poids corporel excédentaire. Un excès de poids s'observait également chez les enfants et les adolescents, dont 8 % étaient obèses et 18 % faisaient de l'embonpoint, ce qui donnait une prévalence de l'obésité et de l'embonpoint combinés de 26 % chez les jeunes de 2 à 17 ans.

Ces estimations de l'obésité et de l'embonpoint sont fondées sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition et ont été calculées à l'aide de l'indice de masse corporelle (IMC) (voir *Indice de masse corporelle*). L'ESCC de 2004 a été, après de nombreuses années, la première enquête durant laquelle les intervieweurs ont mesuré le poids et la taille d'un échantillon national représentatif de Canadiens. Dans le cadre de la plupart des enquêtes réalisées dans le passé, on se fiait au poids et à la taille déclarés par les répondants, pratique qui a tendance à produire une sous-estimation de la prévalence de l'obésité et de l'embonpoint<sup>1-4</sup>.

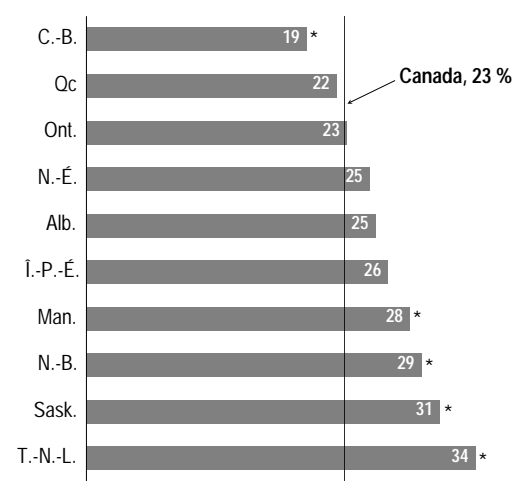
Le présent article porte sur les différences entre les provinces et entre les régions urbaines et rurales quant au pourcentage de Canadiens qui ont un excès de poids. Pour les adultes, les comparaisons portent plus particulièrement sur l'obésité, la catégorie de poids associée aux plus grands risques pour la santé<sup>5</sup>. Comme la petite taille des échantillons empêche d'examiner séparément l'obésité chez les enfants et chez les adolescents, les comparaisons établies

pour le groupe des jeunes de 2 à 17 ans portent sur les catégories « obésité » et « embonpoint » combinées.

## Adultes

En 2004, la prévalence de l'obésité chez les adultes variait selon la province. Comparativement à la moyenne nationale de 23 %, les pourcentages étaient relativement élevés chez les habitants de Terre-Neuve-et-Labrador (34 %), de la Saskatchewan (31 %), du Nouveau-Brunswick (29 %) et du Manitoba (28 %) (graphique 1). En revanche, à 19 %, la prévalence de l'obésité était significativement faible en Colombie-Britannique.

**Graphique 1**  
Pourcentage de personnes obèses, selon la province, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



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

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ( $p < 0,05$ ).

Tableau 1

Pourcentage de personnes obèses et de personnes obèses ou faisant de l'embonpoint, selon certains facteurs géographiques, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Population estimée en milliers	Obésité/ Embonpoint	
		Obésité %	Embonpoint %
<b>Canada</b>	23 985	<b>23,1</b>	<b>59,1</b>
RMR†	15 660	20,2	56,0
Région autre qu'une RMR	8 325	28,5 ↑	65,1↑
<b>Terre-Neuve-et-Labrador</b>	405	<b>33,9</b> ↑	<b>71,0</b> ↑
RMR	159	36,4	70,0
Région autre qu'une RMR	246	32,3	71,6
<b>Ile-du-Prince-Édouard</b>	104	<b>26,3</b>	<b>66,5</b> ↑
<b>Nouvelle-Écosse</b>	719	<b>24,7</b>	<b>59,7</b>
RMR	284	18,4 <sup>E</sup>	47,8
Région autre qu'une RMR	435	28,8 ↑	67,4↑
<b>Nouveau-Brunswick</b>	570	<b>29,2</b> ↑	<b>64,4</b>
RMR	124	34,7 <sup>E</sup>	68,9
Région autre qu'une RMR	446	27,7	63,2
<b>Québec</b>	5 820	<b>21,8</b>	<b>56,3</b>
RMR	3 706	19,5	53,3
Région autre qu'une RMR	2 115	25,8	61,6↑
<b>Ontario</b>	9 304	<b>22,7</b>	<b>58,6</b>
RMR	6 772	20,8	57,0
Région autre qu'une RMR	2 532	27,6 ↑	62,8
<b>Manitoba</b>	827	<b>28,2</b> ↑	<b>62,5</b>
RMR	525	25,2	58,2
Région autre qu'une RMR	301	33,5 ↑	70,0↑
<b>Saskatchewan</b>	703	<b>30,8</b> ↑	<b>68,1</b> ↑
RMR	298	29,4	61,3
Région autre qu'une RMR	405	31,9	73,2↑
<b>Alberta</b>	2 346	<b>25,2</b>	<b>60,9</b>
RMR	1 711	22,6	58,4
Région autre qu'une RMR	634	32,2 ↑	67,6
<b>Colombie-Britannique</b>	3 189	<b>19,2</b> ↓	<b>59,0</b>
RMR	2 081	13,3	53,5
Région autre qu'une RMR	1 108	30,2 ↑	69,4↑
<b>Zone métropolitaine</b>			
RMR (2 millions+ d'habitants)	8 069	16,6 ↓	51,3↓
RMR (100 000 à < 2 millions d'habitants)	7 592	24,2	60,9
AR‡ (10 000 à < 100 000 habitants)	3 907	29,9 ↑	63,8↑
ZIM forte§	1 111	23,9	62,6
ZIM modérée§	1 710	26,5	68,3↑
ZIM faible§	1 397	28,4 ↑	64,6↑
ZIM sans influence§	199	43,5 ↑	80,6↑

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

Nota : Le groupe de référence pour la province et la zone métropolitaine est le Canada; pour les régions autres qu'une RMR, le groupe de référence est la RMR.

† Région métropolitaine de recensement.

‡ Agglomération de recensement.

§ Zone d'influence métropolitaine.

↑ Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour le groupe de référence ( $p < 0,05$ ).

↓ Valeur significativement plus faible que l'estimation pour le groupe de référence ( $p < 0,05$ ).

E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

De façon générale, les adultes vivant dans des villes (régions métropolitaines de recensement ou RMR – voir *Définitions*) sont moins susceptibles que ceux vivant à l'extérieur des RMR d'être obèses : 20 % par rapport à 29 % (graphique 2, tableau 1). La prévalence de l'obésité est significativement plus faible chez les résidents des RMR que chez les

## Indice de masse corporelle

L'indice de masse corporelle (IMC), un indice du poids rajusté en fonction de la taille, se calcule comme suit :

IMC métrique = poids (kilogrammes)/taille (mètres)<sup>2</sup>

IMC non métrique = (poids [livres]/taille [pouces]<sup>2</sup>) x 703

Deux catégories de l'IMC sont définies aux fins du présent article, selon les normes adoptées par Santé Canada pour la classification de l'excès de poids chez les adultes<sup>5</sup> :

*Embonpoint* (IMC de 25,0 à 29,9)

*Obèse* (IMC de 30,0 et plus)

Par exemple, les fourchettes de poids dans lesquelles une personne mesurant 1,78 m (5'10") entre dans les catégories « embonpoint » et « obésité » sont :

	Kilogrammes	Livres
<i>Embonpoint</i>	79,1 – 94,8	174 - 208
<i>Obésité</i>	94,9+	209+

La catégorie « embonpoint » est associée à des risques plus élevés pour la santé; la catégorie « obésité », à un risque élevé de problèmes de santé.

Récemment, le Groupe de travail international sur l'obésité (International Obesity TaskForce [IOTF]) a convenu d'une approche pour évaluer l'embonpoint et l'obésité chez les enfants et les adolescents<sup>6</sup>. Le groupe a recommandé d'extrapoler les seuils de 25 et 30 utilisés pour les adultes en vue de créer des valeurs selon l'âge et le sexe pour les enfants et les adolescents. Au moyen de données recueillies entre 1963 et 1993 et provenant des États-Unis, de la Grande-Bretagne, des Pays-Bas, du Brésil, de Hong-Kong et de Singapour, le groupe a établi les courbes de centiles d'IMC passant par les valeurs de 25 et 30 pour les personnes de 18 ans. Les estimations de l'obésité et de l'embonpoint pour les jeunes de 2 à 17 ans dans la présente analyse sont fondées sur les critères de l'IOTF. (Pour les seuils, voir *Calcul des seuils d'embonpoint et d'obésité chez les enfants et les adolescents* par Margot Shields dans le présent numéro.)

résidents d'une région autre qu'une RMR en Nouvelle-Écosse, en Ontario, au Manitoba, en Alberta et en Colombie-Britannique, et elle est presque significative au Québec ( $p=0,08$ ). À Terre-Neuve-et-Labrador, au Nouveau-Brunswick et en Saskatchewan, toutefois, la prévalence de l'obésité chez les adultes habitant dans une RMR et chez ceux vivant dans une région autre qu'une RMR ne diffère pas de façon significative.

La prévalence de l'obésité varie beaucoup moins d'une province à l'autre lorsque les résidents d'une région autre qu'une RMR sont pris en compte. La

## Définitions

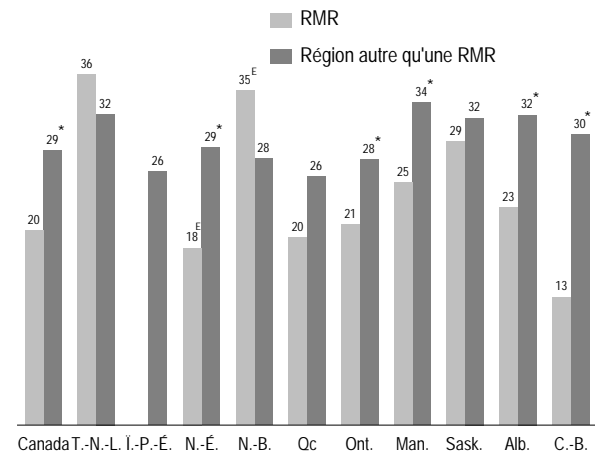
Les *régions métropolitaines de recensement (RMR)* et les *agglomérations de recensement (AR)* ([http://www12.statcan.ca/francais/census01/Products/Reference/dict/geo009\\_f.htm](http://www12.statcan.ca/francais/census01/Products/Reference/dict/geo009_f.htm)) sont formées de deux municipalités adjacentes ou plus groupées autour d'un grand noyau urbain. Le noyau urbain doit compter au moins 100 000 habitants pour former une RMR. Il doit compter au moins 10 000 habitants pour former une AR.

Les *zones d'influence métropolitaine des régions métropolitaines de recensement et des agglomérations de recensement (ZIM)* sont utilisées pour classer les municipalités non incluses dans une RMR ou une AR ([http://www12.statcan.ca/francais/census01/Products/Reference/dict/geo010\\_f.htm](http://www12.statcan.ca/francais/census01/Products/Reference/dict/geo010_f.htm)). Les municipalités sont classées dans l'une de quatre catégories selon le pourcentage des résidents qui font la navette pour se rendre à leur lieu de travail dans le noyau urbain d'une RMR ou d'une AR :

- ZIM forte : plus de 30 % des résidents font la navette pour se rendre à leur lieu de travail dans une RMR ou une AR.
- ZIM modérée : entre 5 % et 30 % des résidents font la navette pour se rendre à leur lieu de travail dans une RMR ou une AR.
- ZIM faible : entre 0 % et 5 % des résidents font la navette pour se rendre à leur lieu de travail dans une RMR ou une AR.
- ZIM sans influence : moins de 40 résidents, voire aucun, font la navette pour se rendre à leur lieu de travail dans une RMR ou une AR.

**Graphique 2**

Pourcentage de personnes obèses, selon la province et la résidence dans une RMR ou une région autre qu'une RMR, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



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

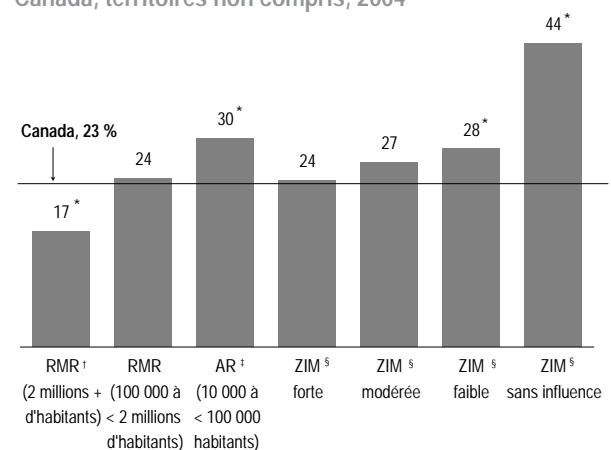
† Région métropolitaine de recensement.

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour les RMR ( $p < 0,05$ ).

<sup>E</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

**Graphique 3**

Pourcentage de personnes obèses, selon la zone métropolitaine, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



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

† Région métropolitaine de recensement.

‡ Agglomération de recensement.

§ Zone d'influence métropolitaine.

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ( $p < 0,05$ ).



Tableau 2

Pourcentage de personnes obèses et de personnes obèses ou faisant de l'embonpoint, selon la région métropolitaine de recensement, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Population estimée en milliers	Obésité		Obésité/Embonpoint	
		Valeur significativement différente de :		Valeur significativement différente de :	
		%	Can Prov	%	Can Prov
<b>Canada</b>	23 985	<b>23,1</b>		<b>59,1</b>	
<b>Terre-Neuve-et-Labrador</b>	405	<b>33,9</b>		<b>71,0</b>	
St. John's	159	36,4	↑	70,0	↑
<b>Nouvelle-Écosse</b>	719	<b>24,7</b>		<b>59,7</b>	
Halifax	284	18,4 <sup>E</sup>	↓	47,8	↓
<b>Nouveau-Brunswick</b>	570	<b>29,2</b>		<b>64,4</b>	
Saint-Jean	124	34,7 <sup>E</sup>		68,9	
<b>Québec</b>	5 820	<b>21,8</b>		<b>56,3</b>	
Saguenay	141	18,9 <sup>E</sup>		52,3	
Québec	552	17,3 <sup>E</sup>		56,8	
Sherbrooke	97	F		52,4	
Trois-Rivières	139	F		56,6 <sup>F</sup>	
Montréal	2 577	21,2		51,6	↓ ↓
Gatineau	199	F		63,6	
<b>Ontario</b>	9 304	<b>22,7</b>		<b>58,6</b>	
Ottawa	636	19,7 <sup>E</sup>		62,0	
Kingston	81	28,9 <sup>E</sup>		70,1	
Oshawa	208	29,6 <sup>E</sup>		63,5	
Toronto	3 772	15,6	↓ ↓	50,9	↓ ↓
Hamilton	452	34,6 <sup>E</sup>	↑	74,3	↑ ↑
St. Catharines-Niagara	346	23,1 <sup>E</sup>		69,3	↑ ↑
Kitchener	450	30,7		62,3	
London	470	26,6 <sup>E</sup>		61,6	
Windsor	99	33,2 <sup>E</sup>		56,5 <sup>E</sup>	
Grand Sudbury	72	26,1 <sup>E</sup>		62,1	
Thunder Bay	185	32,6 <sup>E</sup>		60,0	
<b>Manitoba</b>	827	<b>28,2</b>		<b>62,5</b>	
Winnipeg	525	25,2	↓	58,2	↓
<b>Saskatchewan</b>	703	<b>30,8</b>		<b>68,1</b>	
Regina	151	31,8 <sup>E</sup>		58,1	
Saskatoon	147	27,0 <sup>E</sup>		64,5	
<b>Alberta</b>	2 346	<b>25,2</b>		<b>60,9</b>	
Calgary	765	25,7		53,8	↓
Edmonton	946	20,1	↓	62,2	
<b>Colombie-Britannique</b>	3 189	<b>19,2</b>		<b>59,0</b>	
Abbotsford	110	25,0 <sup>E</sup>		58,3	
Vancouver	1 720	11,7 <sup>E</sup>	↓ ↓	51,8	↓
Victoria	251	19,0 <sup>E</sup>		62,6	

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

↑ Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour le Canada / la province ( $p < 0,05$ ).

↓ Valeur significativement plus faible que l'estimation pour le Canada / la province ( $p < 0,05$ ).

E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 % (supprimé en raison de l'extrême variabilité d'échantillonnage).

seule province où l'estimation de la prévalence de l'obésité chez les résidents d'une région autre qu'une RMR diffère de façon significative de l'estimation nationale (29 %) est le Manitoba, à 34 %.

La taille de la RMR dans laquelle vivent les adultes est également liée à leur probabilité d'être obèses (graphique 3). Dans les RMR comptant au moins deux millions d'habitants, 17 % de ceux-ci sont obèses. Cette proportion est de 24 % dans le cas des RMR comptant entre 100 000 et 2 000 000 d'habitants, et de 30 % dans les agglomérations de recensement (AR), qui sont des centres urbains comptant entre 10 000 et 100 000 habitants.

Étant donné la petite taille des échantillons, il

## Source des données

On s'est servi des données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 : Nutrition pour produire les taux de prévalence de l'embonpoint et de l'obésité chez les personnes de 2 ans et plus. L'ESCC de 2004 a été conçue pour recueillir, au niveau provincial, des renseignements sur l'état nutritionnel de la population canadienne ([http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index\\_f.htm](http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index_f.htm)). Sont exclus du champ de l'enquête les résidents des trois territoires, des réserves indiennes, des établissements et de certaines régions éloignées, le personnel à temps plein de la force régulière des Forces armées ainsi que le personnel civil vivant dans les bases militaires. Le taux de réponse était de 76,5 %.

Parmi les personnes qui ont participé à l'ESCC, des mesures de la taille et du poids ont été obtenues pour 57,5 % des adultes de 18 ans et plus (12 428 adultes) et 65,5 % des jeunes de 2 à 17 ans (8 661 jeunes), ce qui donne des taux de réponse globaux de 44 % et de 50 %, respectivement. (Pour plus de renseignements sur la non-réponse, voir *Limites* dans l'article de Tjepkema et Shields dans le présent numéro.)

Pour tenir compte du plan de sondage à plusieurs degrés de l'ESCC, on a utilisé la méthode du *bootstrap* pour calculer les coefficients de variation et pour tester la signification statistique des écarts entre les estimations de la prévalence<sup>7,8</sup>.



est difficile d'examiner la prévalence de l'obésité dans des RMR particulières. Par conséquent, il y a lieu d'interpréter les résultats avec prudence. La prévalence est relativement faible chez les adultes dans les deux RMR les plus grandes, soit Toronto (16 %) et Vancouver (12 %), tandis que St. John's affiche une proportion élevée d'adultes obèses (36 %) (tableau 2).

Une comparaison des estimations combinées de l'obésité et de l'embonpoint pour des RMR particulières et de la moyenne nationale (59 %) révèle d'autres différences. L'estimation est élevée pour les adultes à Hamilton (74 %) et à St. Catharines–Niagara (69 %), et faible pour ceux à Montréal (52 %). La prévalence de l'obésité et de l'embonpoint est également faible à Halifax (48 %), mais seulement presque statistiquement significative ( $p=0,055$ ).

## Tendances de navettage

Les municipalités à l'extérieur de RMR et d'AR sont classées dans l'une de quatre catégories selon le pourcentage d'habitants qui font la navette pour se rendre à leur lieu de travail dans une RMR ou une AR. Ce pourcentage, appelé ZIM, détermine si une municipalité donnée est considérée comme une zone d'influence forte, une zone d'influence modérée, une zone d'influence faible ou une zone sans influence métropolitaine (voir *Définitions*).

Les estimations de la prévalence de l'obésité chez les adultes habitant dans des zones d'influence forte ou modérée se rapprochent de la moyenne nationale (23 %), s'établissant à 24 % et 27 %, respectivement (tableau 1, graphique 3). L'obésité est significativement plus prévalente chez les adultes habitant dans des zones d'influence faible (28 %). Par ailleurs, les résidents des zones sans influence métropolitaine sont presque deux fois plus susceptibles d'être obèses (44 %), comparativement à la moyenne nationale.

## Étalement urbain, immigrants

Les études fondées sur les données recueillies aux États-Unis ont révélé des associations entre

**Tableau 3**

**Pourcentage de personnes obèses ou faisant de l'embonpoint, selon certains facteurs géographiques, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2004**

	Population estimée en milliers	Obésité/ Embonpoint %
<b>Canada</b>	6 184	26,2
RMR†	3 802	25,8
Région autre qu'une RMR	2 382	27,0
<b>Terre-Neuve-et-Labrador</b>	93	35,6 ↑
RMR	31	31,5 <sup>E</sup>
Région autre qu'une RMR	62	37,7
<b>Île-du-Prince-Édouard</b>	29	30,2
<b>Nouvelle-Écosse</b>	172	32,0 ↑
RMR	51	32,0
Région autre qu'une RMR	120	32,0
<b>Nouveau-Brunswick</b>	138	34,3 ↑
RMR	37	38,6 <sup>E</sup>
Région autre qu'une RMR	101	32,7
<b>Québec</b>	1 368	22,6 ↓
RMR	829	23,0
Région autre qu'une RMR	539	21,9
<b>Ontario</b>	2 513	27,5
RMR	1 775	27,3
Région autre qu'une RMR	738	27,9
<b>Manitoba</b>	234	30,8 ↑
RMR	139	32,1
Région autre qu'une RMR	95	29,0
<b>Saskatchewan</b>	197	29,1
RMR	68	29,8 <sup>E</sup>
Région autre qu'une RMR	129	28,8
<b>Alberta</b>	669	21,8 ↓
RMR	406	18,6 ↓
Région autre qu'une RMR	263	26,9
<b>Colombie-Britannique</b>	772	26,4
RMR	467	26,3
Région autre qu'une RMR	305	26,5
<b>Zone métropolitaine</b>		
RMR (2 millions+ d'habitants)	1 917	26,6
RMR (100 000 à < 2 millions d'habitants)	1 886	24,9
AR‡ (10 000 à < 100 000 habitants)	1 086	27,7
ZIM§ forte	361	29,8
ZIM modérée	438	22,8
ZIM faible	442	27,1
ZIM sans influence	55	29,3 <sup>E</sup>

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

Nota : Le groupe de référence pour la province et la zone métropolitaine est le Canada; pour les régions autres qu'une RMR, le groupe de référence est la RMR.

† Région métropolitaine de recensement.

‡ Agglomération de recensement.

§ Zone d'influence métropolitaine.

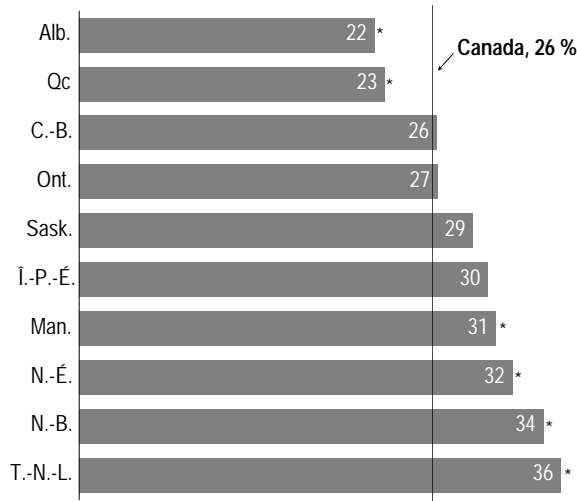
↑ Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour le groupe de référence ( $p < 0,05$ ).

↓ Valeur significativement plus faible que l'estimation pour le groupe de référence ( $p < 0,05$ ).

E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Graphique 4

Pourcentage de personnes obèses ou faisant de l'embonpoint, selon la province, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2004



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

\* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ( $p < 0,05$ ).

l'obésité et l'étalement urbain, phénomène d'aménagement des régions métropolitaines selon lequel des proportions élevées de la population vivent dans des régions résidentielles à plus faible densité. Même si l'ESCC ne fournit pas une mesure de l'étalement urbain, la constatation selon laquelle les résidents des municipalités les plus éloignées des centres urbains sont les plus susceptibles d'être obèses est conforme aux résultats des recherches américaines. Il a été suggéré que les conséquences de l'étalement urbain comprennent une plus grande dépendance à l'égard de l'automobile, une plus faible motivation à se rendre à destination à pied et des possibilités réduites d'exercice, étant donné le temps nécessaire pour se rendre dans les installations récréatives<sup>9</sup>.

Les faibles taux d'obésité dans les villes les plus grandes s'expliqueraient peut-être par la tendance des immigrants à s'établir dans ces régions. Les immigrants, particulièrement les récents arrivants, sont moins susceptibles d'être obèses que les personnes nées au Canada<sup>10</sup>. Néanmoins, la

Tableau 4

Pourcentage de personnes obèses ou faisant de l'embonpoint, selon la région métropolitaine de recensement, population à domicile de 2 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2004

	Population estimée en milliers	Obésité/Embonpoint	
		%	Valeur significativement différente de : Canada Province
<b>Canada</b>	6 184	<b>26,2</b>	
<b>Terre-Neuve-et-Labrador</b>	93	<b>35,6</b>	
St. John's	31	31,5 <sup>E</sup>	
<b>Nouvelle-Écosse</b>	172	<b>32,0</b>	
Halifax	51	32,0	
<b>Nouveau-Brunswick</b>	138	<b>34,3</b>	
Saint-Jean	37	38,6 <sup>E</sup>	
<b>Québec</b>	1 368	<b>22,6</b>	
Saguenay	50	24,3 <sup>E</sup>	
Québec	117	14,5 <sup>E</sup>	↓
Sherbrooke	37	F	
Trois-Rivières	26	F	
Montréal	552	23,0	
Gatineau	46	48,1 <sup>E</sup>	↑ ↑
<b>Ontario</b>	2 513	<b>27,5</b>	
Ottawa	176	16,3 <sup>E</sup>	↓ ↓
Kingston	18	46,4 <sup>E</sup>	↑ ↑
Oshawa	81	33,3 <sup>E</sup>	
Toronto	1 009	28,3	
Hamilton	124	24,5 <sup>E</sup>	
St. Catharines-Niagara	76	31,8 <sup>E</sup>	
Kitchener	97	32,0 <sup>E</sup>	
London	82	28,3 <sup>E</sup>	
Windsor	39	21,1 <sup>E</sup>	
Grand Sudbury	28	22,4 <sup>E</sup>	
Thunder Bay	43	27,0 <sup>E</sup>	
<b>Manitoba</b>	234	<b>30,8</b>	
Winnipeg	139	32,1	↑
<b>Saskatchewan</b>	197	<b>29,1</b>	
Regina	29	22,0 <sup>E</sup>	
Saskatoon	39	35,7 <sup>E</sup>	
<b>Alberta</b>	669	<b>21,8</b>	
Calgary	214	16,0 <sup>E</sup>	↓ ↓
Edmonton	192	21,4 <sup>E</sup>	
<b>Colombie-Britannique</b>	772	<b>26,4</b>	
Abbotsford	65	19,4 <sup>E</sup>	
Vancouver	355	27,4	
Victoria	47	27,2 <sup>E</sup>	

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

↑ Valeur significativement plus élevée que l'estimation pour le Canada / la province ( $p < 0,05$ ).

↓ Valeur significativement plus faible que l'estimation pour le Canada / la province ( $p < 0,05$ ).

E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 % (supprimé en raison de l'extrême variabilité d'échantillonnage).

prévalence relativement faible de l'obésité chez les résidents des RMR persiste lorsqu'elle est examinée dans un modèle multivarié tenant compte des effets du statut d'immigrant et du nombre d'années écoulées depuis l'immigration (données non présentées).

## Moins de différences chez les enfants

La prévalence de l'obésité ou de l'embonpoint chez les enfants et les adolescents a tendance à être élevée dans les provinces de l'Atlantique (graphique 4, tableau 3). La proportion des jeunes de 2 à 17 ans qui sont obèses ou qui font de l'embonpoint est supérieure à la moyenne nationale (26 %) à Terre-Neuve-et-Labrador (36 %), au Nouveau-Brunswick (34 %), en Nouvelle-Écosse (32 %) et au Manitoba (31 %). Les enfants et les adolescents en Alberta (22 %) et ceux au Québec (23 %) sont moins susceptibles d'être obèses ou de faire de l'embonpoint.

En général, il n'y a pas de lien entre l'excès de poids chez les enfants et les adolescents et la résidence en région urbaine ou rurale (tableau 3). Au niveau national, la proportion d'enfants et

d'adolescents obèses ou faisant de l'embonpoint est similaire dans les grandes RMR, les RMR plus petites, les AR et les quatre groupes de ZIM. La seule province affichant une différence significative est l'Alberta, où les jeunes de 2 à 17 ans habitant dans une RMR sont moins susceptibles d'être obèses ou de faire de l'embonpoint que ceux habitant dans une région autre qu'une RMR.

Dans un petit nombre de RMR, la prévalence de l'obésité ou de l'embonpoint chez les enfants et les adolescents varie significativement par rapport à la moyenne nationale (26 %). Ainsi, la proportion d'enfants et d'adolescents obèses ou faisant de l'embonpoint est élevée à Gatineau (48 %), à Kingston (46 %) et à Winnipeg (32 %), et faible à Québec (15 %), à Ottawa (16 %) et à Calgary (16 %) (tableau 4). De nouveau, ces différences sont fondées sur des échantillons de petite taille.

Margot Shields (613-951-4177; Margot.Shields@statcan.ca) et Michael Tjepkema travaillent à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6, et au bureau régional de Toronto, 25, avenue St. Clair Est, Toronto (Ontario) M4T 1M4, respectivement.

## Références

1. M.L. Booth, C. Hunter, C.J. Gore *et al.*, « The relationship between body mass index and waist circumference: implications for estimates of the population prevalence of overweight », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24(8), 2000, p. 1058-1061.
2. R.J. Roberts, « Can self-reported data accurately describe the prevalence of overweight? », *Public Health*, 109(4), 1995, p. 275-284.
3. M.L. Rowland, « Reporting bias in height and weight data », *Statistical Bulletin of the Metropolitan Insurance Company*, 70(2), 1989, p. 2-11.
4. R.S. Strauss, « Comparison of measured and self-reported weight and height in a cross-sectional sample of young adolescents », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 23(8), 1999, p. 904-908.
5. Santé Canada, *Lignes directrices pour la classification du poids chez les adultes*, 2003 (Santé Canada, n° H49-179 / 2003F au catalogue).
6. 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.
7. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
8. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
9. R. Lopez, « Urban sprawl and risk for being overweight or obese », *American Journal of Public Health*, 94(9), 2004, p. 1574-1579.
10. M.S. Tremblay, C.E. Pérez, C.I. Arden *et al.*, « Obésité, embonpoint et origine ethnique », *Rapports sur la santé*, 16(4), 2005, p. 25-37 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**







# Pour commander les publications

Un inventaire des produits et services d'information de la Division de la statistique de la santé comprenant les publications (sur papier, disquette, microfiche ou dans Internet), les fichiers de microdonnées et les totalisations spéciales

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**







Pour obtenir les produits ci-dessous, veuillez communiquer avec :

Division des finances  
 Statistique Canada  
 Immeuble R.-H.-Coats, 6<sup>e</sup> étage  
 120, avenue Parkdale  
 Ottawa (Ontario), K1A 0T6  
 Téléphone (Canada et États-Unis) : 1 800 267-6677  
 Télécopieur (Canada et États-Unis) : 1 877 287-4369  
 Courriel : infostats@statcan.ca

Ou visiter notre site Web : [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN) <sup>†‡</sup>
<b>Guide de la statistique sur la santé</b>			
<b>L'information sur la santé en direct de Statistique Canada</b> <i>(Ce guide vous permet d'accéder rapidement à de l'information reliée à la santé dans le site Web de Statistique Canada. Disponible en format html et ne peut être téléchargé.)</i>	82-573-GIF	Internet	Gratuit
<b>Avortements provoqués</b>			
Statistiques sur les avortements provoqués	82-223-XIF	Internet	Gratuit
<b>Cancer</b>			
Statistiques sur le cancer (Incidence du cancer au Canada; Statistiques sur la survie au cancer; Manuels du Registre canadien du cancer; La filière du cancer, bulletin des registres du cancer au Canada)	84-601-XIF	Internet	Gratuit
<b>Enquête nationale sur la santé de la population</b>			
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995	82-567-XPB 82-567-XIB	Papier Internet	10 \$ 8 \$
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997	82-567-XPB 82-567-XIB	Papier Internet	35 \$ 26 \$
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées à grande diffusion, Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$
Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$
Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – établissements de soins de santé	82M0010GPF	Papier	50 \$
<b>Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes</b>			
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - Santé mentale et bien-être	82-617-XIF	Internet	Gratuit
Contenu optionnel et autres tableaux connexes, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes	82-577-XIF	Internet	Gratuit
Profiles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes	82-576-XIF	Internet	Gratuit
Accès aux services de soins de santé au Canada, 2001	82-575-XIF	Internet	Gratuit
<b>Espérance de vie</b>			
Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997	84-537-XIF	Internet	15 \$
<b>Établissements de soins</b>			
Établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1998-1999 <i>(Disponible sous forme de totalisations spéciales en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)</i>			

<sup>†</sup> Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

<sup>‡</sup> Voir l'intérieur de la couverture pour connaître les frais d'expédition.

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN) <sup>†</sup>
<b>État civil</b>			
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001XPB	Papier	22 \$
Causes de décès	84-208-XIF	Internet	Gratuit
Mortalité, liste sommaire des causes	84F0209XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes, 1997	84F0209XIB	Internet	Gratuit
Naissances	84F0210XPB	Papier	20 \$
Décès	84F0211XIF	Internet	Gratuit
Mariages	84F0212XPB	Papier	22 \$
Divorces	84F0213XPB	Papier	20 \$
Causes principales de décès	84F0503XPB	Papier	20 \$
Recueil de statistiques de l'état civil, 1996	84-214-XPF	Papier	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$
<b>Autre</b>			
Étude de validation d'un couplage d'enregistrements de naissance et de décès infantile au Canada	84F0013XIF	Internet	Gratuit
Fichier de conversion des codes postaux plus (FCCP+) (Pour obtenir le FCCP+, les clients doivent d'abord acheter le FCCP.)	82F0086XDB	Disquette	Gratuit
<b>Hospitalisation</b>			
Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux	82-562-XPB	Papier	40 \$
<b>Indicateurs de la santé</b>			
Indicateurs de la santé	82-221-XIF	Internet	Gratuit
Indicateurs de la santé comparables – Canada, provinces et territoires	82-401-XIF	Internet	Gratuit
Régions sociosanitaires : limites et correspondance avec la géographie du recensement	82-402-XIF	Internet	Gratuit
<b>Maladies cardiovasculaires</b>			
Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada	82F0076XIF	Internet	Gratuit
<b>Maladies et lésions professionnelles</b>			
Dépistage des maladies et lésions professionnelles au Canada : mortalité par cause chez les travailleurs, 1965-1991	84-546-XCB	CD-ROM	500 \$
<b>Rapports analytiques</b>			
Rapports sur la santé			
· par année	82-003-XPF	Papier	63 \$
· l'exemplaire			22 \$
· par année	82-003-XIF	Internet	48 \$
· l'exemplaire			17 \$
La santé de la population canadienne - Rapport annuel 2004	82-003-SIF	Internet	Gratuit
	82-003-SPF	Papier	22 \$
Rapport statistique sur la santé de la population canadienne	82-570-XIF	Internet	Gratuit
<b>Usage du tabac</b>			
Rapport sur l'usage de la cigarette au Canada, de 1985 à 2001	82F0077XIF	Internet	Gratuit

<sup>†</sup> Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

<sup>‡</sup> Voir l'intérieur de la couverture pour connaître les frais d'expédition.



La Division de la statistique de la santé offre un service de totalisations spéciales pour répondre à des besoins particuliers, ainsi que des données publiées tirées d'enquêtes supplémentaires, payables en fonction du service demandé. Il est possible de créer des tableaux personnalisés à partir des nombreuses sources de données sur la santé et l'état civil dont s'occupe la Division.

Les demandes de totalisations spéciales doivent être adressées aux :

**Services personnalisés à la clientèle**

Division de la statistique de la santé  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario)  
K1A 0T6  
Téléphone : (613) 951-1746  
Télécopieur : (613) 951-0792  
Courriel : HD-DS@statcan.ca

*† Les prix n'incluent pas la taxe de vente.*

*‡ Voir l'intérieur de la couverture pour connaître les frais d'expédition.*



## Fichiers de microdonnées

Les demandes de produits tirés de l'Enquête nationale sur la santé de la population doivent être adressées aux :

### Services personnalisés à la clientèle

Division de la statistique de la santé  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario)  
K1A 0T6  
Téléphone : (613) 951-1746  
Télécopieur : (613) 951-0792  
Courriel : HD-DS@statcan.ca

## Enquête nationale sur la santé de la population

### Cycle 4, 2000-2001

Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée	
------------------------	---------	---------	--	--

### Cycle 3, 1998-1999

Composante des ménages	Fichiers transversaux en format ASCII, Guide de l'utilisateur, dictionnaire de données, index, clichés d'enregistrement, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé	82M0009XCB	CD-ROM	2 000 \$
------------------------	--	------------	--------	----------

Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée	
	Établissements de soins de santé	82C0015	Le prix varie selon l'information demandée	

### Cycle 2, 1996-1997

Composante des ménages	Données transversales, fichier texte ASCII, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé	82M0009XCB	CD-ROM	500 \$
------------------------	---	------------	--------	--------

Composante des établissements de soins de santé	Données transversales, fichier texte ASCII	82M0010XCB	CD-ROM	250 \$ Les clients qui achètent la composante des ménages des fichiers de microdonnées 1996-1997 recevront gratuitement la composante des établissements de soins de santé
---	--	------------	--------	---

Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée	
	Établissements de soins de santé	82C0015	Le prix varie selon l'information demandée	

### Cycle 1, 1994-1995

Composante des ménages	Données, fureteur Beyond 20/20 – fichier texte ASCII, Guide de l'utilisateur	82F0001XCB	CD-ROM	300 \$
------------------------	--	------------	--------	--------

Composante des établissements de soins de santé	Fichier texte ASCII	82M0010XDB	Disquette	75 \$
---	---------------------	------------	-----------	-------

Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée	
	Établissements de soins de santé	82C0015	Le prix varie selon l'information demandée	

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes	Numéro du produit	Version	Prix (\$CAN) <sup>†‡</sup>
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 Cycle 1.1 fichier de microdonnées à grande diffusion Fichiers de données transversaux en format ASCII, Guide de l'utilisateur, dictionnaire de données, index, clichés d'enregistrement, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé.	82M0013XCB	CD-ROM	2 000 \$  Gratuit pour le secteur de la santé

<sup>†</sup> Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

<sup>‡</sup> Voir l'intérieur de la couverture pour connaître les frais d'expédition.



## ENQUÊTES SUR LA SANTÉ DE LA POPULATION

### Enquête sur l'accès aux services de santé (EASS)

Cette enquête fournit des renseignements détaillés sur l'accès aux services de soins de santé (services de premier contact 24 heures sur 24, sept jours sur sept (24/7) et services spécialisés. Ces données sont disponibles au niveau national.

### Enquête conjointe Canada-États-Unis sur la santé (ECES)

Cette enquête a recueilli de l'information, à la fois des résidents du Canada et des États-Unis, concernant la santé, l'utilisation des soins de santé et les restrictions fonctionnelles.

### Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)

**Ménages** - La composante des ménages vise les résidents des ménages de toutes les provinces, à l'exclusion de la population des réserves indiennes, des bases des Forces armées canadiennes et de certaines régions éloignées du Québec et de l'Ontario.

**Établissements** - La composante des établissements vise les résidents à long terme (devant y séjourner plus de six mois) des établissements de soins comportant quatre lits ou plus dans toutes les provinces, à l'exclusion du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest.

**Nord** - La composante du Nord vise les résidents des ménages du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest, à l'exclusion de la population des réserves indiennes, des bases des Forces armées canadiennes et de certaines des régions les plus au nord.

### Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)

**Cycle 1.1** : Cette enquête fournit des estimations transversales à jour des déterminants de la santé, de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé pour 133 régions sociosanitaires réparties partout au Canada et dans les territoires.

**Cycle 1.2** : Santé mentale et bien-être : cette enquête fournit des estimations transversales des déterminants de la santé mentale, de l'état de santé mentale et de l'utilisation des services de santé mentale, au niveau provincial.

**Cycle 2.1** : Le deuxième cycle de l'ESCC fournit des estimations transversales à jour des déterminants de la santé, de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé pour 134 régions sociosanitaires réparties partout au Canada.

Pour plus de renseignements sur ces enquêtes, veuillez visiter notre site Web  
[http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index\\_f.htm](http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index_f.htm)

## Le Canada en statistiques

Obtenez des tableaux de données gratuits sur divers aspects de l'économie, du territoire, de la société et du gouvernement du Canada.

Pour plus de renseignements sur ces tableaux, veuillez visiter notre site Web  
[http://www.statcan.ca/francais/Pgdb/health\\_f.htm](http://www.statcan.ca/francais/Pgdb/health_f.htm)

## **Le programme des centres de données de recherche**

Le programme des centres de données de recherche (CDR) s'inscrit dans une initiative de Statistique Canada, du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSH) et de consortiums d'universités visant à renforcer la capacité de recherche sociale du Canada et à soutenir le milieu de la recherche sur les politiques.

Les CDR permettent aux chercheurs d'accéder aux microdonnées d'enquêtes sur les ménages et sur la population. Les centres comptent des employés de Statistique Canada. Ils sont exploités en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique et sont administrés conformément à toutes les règles de confidentialité. Ils ne sont accessibles qu'aux chercheurs dont les propositions ont été approuvées et qui ont prêté serment en qualité de personnes réputées être employées de Statistique Canada.

On trouve des CDR à travers le pays. Ainsi, les chercheurs n'ont pas à se déplacer vers Ottawa pour avoir accès aux microdonnées de Statistique Canada. Pour plus de renseignements, communiquez avec Gustave Goldmann au (613) 951-1472, Directeur du programme des centres de données de recherche.

Pour plus de renseignements sur ce programme, veuillez visiter notre site Web  
[http://www.statcan.ca/francais/rdc/index\\_f.htm](http://www.statcan.ca/francais/rdc/index_f.htm)