



N° 82-003-XIF au catalogue

Rapports sur la santé

Été 1999
Vol. 11 n° 1

- Mortalité dans les régions métropolitaines
- Fractures chez les personnes âgées
- Activité physique
- Assurance-soins dentaires
- Indice de masse corporelle



Des données sous plusieurs formes. . .

Statistique Canada diffuse les données sous formes diverses. Outre les publications, des totalisations habituelles et spéciales sont offertes. Les données sont disponibles sur Internet, disque compact, disquette, imprimé d'ordinateur, microfiche, microfilm et bande magnétique. Des cartes et d'autres documents de référence géographiques sont disponibles pour certaines sortes de données. L'accès direct à des données agrégées est possible par le truchement de CANSIM, la base de données ordiolinguistique et le système d'extraction de Statistique 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 :

Halifax	(902) 426-5331	Regina	(306) 780-5405
Montréal	(514) 283-5725	Edmonton	(780) 495-3027
Ottawa	(613) 951-8116	Calgary	(403) 292-6717
Toronto	(416) 973-6586	Vancouver	(604) 666-3691
Winnipeg	(204) 983-4020		

Vous pouvez également visiter notre site sur le Web : <http://www.statcan.ca>

Un service d'appel interurbain sans frais est offert à **tous les utilisateurs qui habitent à l'extérieur des zones de communication locale** des centres de consultation régionaux.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Numéro pour commander seulement (Canada et États-Unis)	1 800 267-6677
Numéro pour commander par télécopieur (Canada et États-Unis)	1 877 287-4369

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Les prix ne comprennent pas les taxes de vente

Le produit n° 82-003-XPB au catalogue est publiée trimestriellement en version imprimée standard. Au Canada, un numéro coûte 35 \$ et un abonnement d'un an coûte 116 \$. À l'étranger, un numéro coûte 35 \$US et un abonnement d'un an coûte 116 \$US. Veuillez commander par la poste, en écrivant à Statistique Canada, Division de la diffusion, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; par téléphone, en composant le **(613) 951-7277** ou le **1 800 700-1033**; par télécopieur, en composant le **(613) 951-1584** ou le **1 800 889-9734**; ou par Internet, en vous rendant à « order@statcan.ca ». Lorsque vous signalez un changement d'adresse, veuillez fournir votre ancienne et votre nouvelle adresse. On peut aussi se procurer les produits de Statistique Canada auprès des agents autorisés, des librairies et des bureaux régionaux de Statistique Canada.

On peut aussi se procurer ce produit sur Internet (n° 82-003-XIF au catalogue). Un numéro coûte 26 \$CAN et un abonnement d'un an coûte 87 \$CAN. Pour obtenir un numéro de ce produit ou s'y abonner, les utilisateurs sont priés de se rendre à http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/feepub_f.cgi.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et 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 le centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous.



Statistique Canada
Division des statistiques sur la santé

Rapports sur la santé

Été 1999 Volume 11 N° 1

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 1999

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa (Ontario) Canada K1A 0T6.

Août 1999

N° 82-003-XPB au catalogue, vol. 11, n° 1
ISSN 0840-6529

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 11, n° 1
ISSN 1209-1367

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 :

- .. nombres non disponibles
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- néant ou zéro
- nombres infimes
- ^p nombres provisoires
- ^r nombres corrigés
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique* relatives au secret

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 des Rapports sur la santé

Rédactrice en chef

Marie P. Beaudet

Rédactrice principale

Mary Sue Devereaux

Rédactrice

Barbara Riggs

Rédacteur adjoint

Marc Saint-Laurent

Chargée de production

Renée Bourbonnais

Production et composition

Bernie Edwards

Agnes Jones

Micheline Pilon

Vérification des données

Mike Gagnon

Dan Lucas

Administration

Donna Eastman

Rédacteurs associés

Owen Adams

Gary Catlin

Arun Chockalingham

Gerry Hill

Elizabeth Lin

Nazeem Muhajarine

Yves Péron

Eugene Vayda

Kathryn Wilkins

**Comité directeur de la Division
des statistiques sur la santé
pour la recherche et l'analyse**

Gary Catlin, président

Larry Swain

Marie P. Beaudet

Martha Fair

Cyril Nair

Ghislaine Villeneuve

Les *Rapports sur la santé* sont produits tous les trimestres par la Division des statistiques sur la santé de Statistique Canada. Ils s'adressent à un large public, notamment les professionnels de la santé, les chercheurs, les décideurs, les enseignants et les étudiants. Ils visent 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. Ils traitent 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.

Les *Rapports sur la santé* contiennent des *Travaux de recherche* et des *Données disponibles*. Les *Travaux de recherche* présentent des analyses approfondies et sont soumis à un examen anonyme par des pairs. Ils sont répertoriés dans Index Medicus et MEDLINE. Les *Données disponibles* sont des résumés de données récentes sur la santé produites par la Division des statistiques sur la santé.

Vous trouverez des renseignements sur les commandes ou abonnements sous la rubrique *Pour commander les publications*. D'autres renseignements peuvent être obtenus auprès des rédacteurs, *Rapports sur la santé*, Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, 18^e étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa (Ontario), Canada, K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-7025. Télécopieur : (613) 951-0792. Courrier électronique : hlthrept@statcan.ca.

Demandes de réimpression

Il est interdit de reproduire cette publication, en tout ou en partie, sans avoir reçu au préalable le consentement écrit de Statistique Canada. Pour obtenir ce consentement, on doit soumettre le formulaire *Demande d'autorisation de reproduction*. On peut se procurer ce formulaire auprès de l'agent de permission de la reproduction, Division du marketing, Statistique Canada, par télécopieur au (613) 951-1134.

Version électronique

Les *Rapports sur la santé* sont aussi publiés sous forme électronique, fichiers PDF. Il est possible de commander des numéros à l'unité, en utilisant une carte Visa ou MasterCard, à partir du site Internet de Statistique Canada, de les télécharger et de les consulter avec l'aide d'Adobe Acrobat Reader. Pour commander un numéro récent des *Rapports sur la santé*, visitez notre site à l'adresse www.statcan.ca. Choisissez « Français » à la page d'accueil, puis « Produits et services (\$) » à la page suivante. Choisissez « Publications téléchargeables » et poursuivez jusqu'après la page d'introduction. Vous trouverez les *Rapports sur la santé* n° 82-003-XIF au catalogue à la rubrique « Publications non gratuites ».

Recommandation concernant les citations

Les *Rapports sur la santé* sont inscrits au catalogue de Statistique Canada sous un numéro unique : 82-003-XPB dans le cas de la version sur papier et 82-003-XIF dans le cas de la version électronique française. Ce numéro permet de faciliter l'entreposage et la recherche de la revue en bibliothèque, que cela se fasse manuellement ou électroniquement. Ainsi, nous demandons que les auteurs qui citent un article des *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-XPB au catalogue).

Dans ce numéro

Travaux de recherche

La mortalité dans les régions métropolitaines 9

Au sein d'une même région métropolitaine de recensement, le taux de mortalité peut être élevé pour une cause principale de décès, mais faible pour une autre.

Heather Gilmour et Jane F. Gentleman

Les conséquences de l'activité physique sur la santé 21

Sur une période de deux ans, la pratique d'une activité physique régulière entraînant une dépense moyenne d'énergie peut réduire la cote exprimant le risque de souffrir d'une maladie cardiaque ou de faire une dépression.

Jiajian Chen et Wayne J. Millar

L'indice de masse corporelle et la santé 33

On observe un lien entre l'embonpoint et l'obésité, qui touchent près de la moitié des Canadiens de 20 à 64 ans, et l'asthme, l'arthrite, les maux de dos, l'hypertension, le diabète et les troubles thyroïdiens.

Jason Gilmore

Les médicaments et les fractures causées par une chute chez les personnes âgées 49

La cote exprimant le risque de subir une fracture causée par une chute est significativement inférieure à la normale chez les personnes âgées qui prennent des diurétiques et/ou des antihypertenseurs.

Kathryn Wilkins

L'assurance-soins dentaires et l'utilisation des services de soins dentaires 59

La cote exprimant la possibilité de consulter un dentiste est nettement plus basse pour les personnes dont le revenu et le niveau de scolarité sont faibles, même si elles ont une assurance, que pour celles dont le revenu et le niveau de scolarité sont plus élevés.

Wayne J. Millar et David Locker

.....

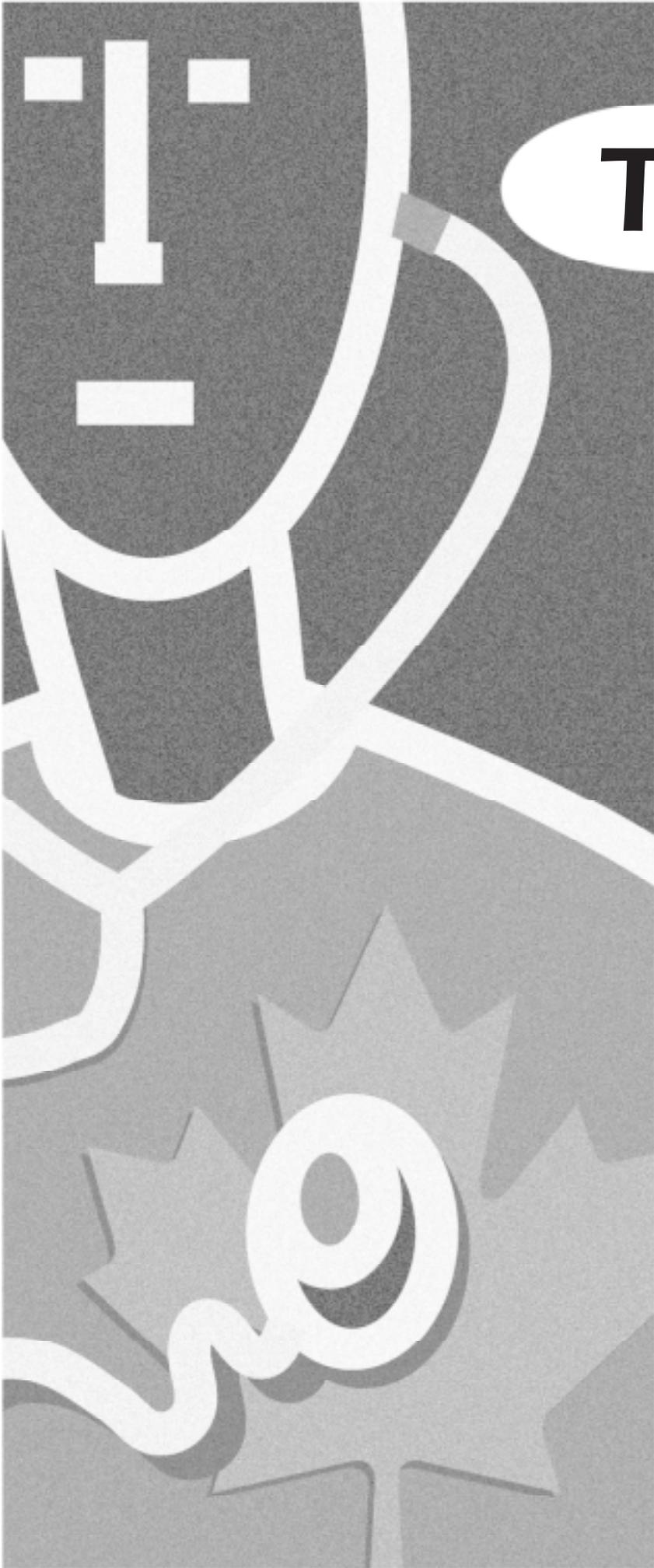
Données disponibles

Enquête nationale sur la santé de la population, 2 ^e cycle — Résidents des établissements de santé	75
Naissances, 1997	75
Décès, 1997	76
Divorces, 1997	78
Estimations postcensitaires de la population	80

Pour commander les publications

..... 83

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

The graphic features a dark grey background with white and light grey stylized elements. On the left, there are two human-like figures. The upper figure has a rectangular face with a vertical line for a nose and a horizontal line for a mouth. The lower figure is more abstract, with a large, white, stylized 'e' or '9' shape integrated into its form. Below the figures, there is a gear-like shape with a white outline. The overall style is modern and minimalist.

Travaux de recherche

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

La mortalité dans les régions métropolitaines

Heather Gilmour et Jane F. Gentleman

Résumé

Objectifs

Le présent article porte sur les différences entre les taux de mortalité pour toutes les causes confondues et les taux de mortalité pour les causes principales de décès (cardiopathies, cancer et maladies cérébrovasculaires) selon la région métropolitaine de recensement (RMR).

Source des données

Les données sont extraites de la Base canadienne de données sur l'état civil tenues à jour par Statistique Canada.

Techniques d'analyse

Les taux comparatifs, annualisés, de mortalité ont été calculés pour le Canada et pour chaque RMR pour la période de trois ans allant de 1994 à 1996. Les écarts entre les taux des RMR et le taux national ont ensuite été examinés.

Principaux résultats

Les taux de mortalité ont tendance à être plus élevés dans les RMR des provinces de l'Atlantique et du Québec et inférieurs dans celles des Prairies et de la Colombie-Britannique. Certaines RMR de l'Ontario ont des taux de mortalité qui comptent parmi les plus élevés au Canada, et d'autres, des taux qui comptent parmi les plus faibles. Le taux de mortalité au sein d'une RMR varie aussi selon certaines causes de décès, le taux de mortalité pouvant être élevé pour une cause, mais faible pour une autre.

Mots clés

Cause de décès, taux de mortalité, santé urbaine, cardiopathie, tumeur (cancer), maladie cérébrovasculaire.

Auteurs

Heather Gilmour (613) 951-6610, gilmhea@statcan.ca travaille au Centre canadien de la statistique juridique à Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

Jane F. Gentleman (301) 436-7085, bzg5@cdc.gov, auparavant à l'emploi de Statistique Canada, travaille maintenant à la Division of Health Interview Statistics, National Center for Health Statistics, Hyattsville, Maryland.

Les grandes villes ont généralement mauvaise réputation. La pollution, le bruit, le niveau élevé de stress, le manque d'espace et le rythme de vie frénétique sont des facteurs qui peuvent tous avoir des effets nocifs sur la santé. Pourtant, si l'on en juge par les taux de mortalité, la santé des citoyens varie fortement, selon la ville où ils vivent.

La variation régionale des taux de mortalité a été avancée comme preuve de l'influence du milieu social et physique sur la santé publique¹. La ventilation des taux de mortalité selon la région laisse croire qu'il faudrait peut-être mettre sur pied des programmes, des services et des établissements de dépistage et de traitement. Dans une certaine mesure, cette ventilation géographique des données donne une idée de ce qui est réalisable. Autrement dit, un taux de mortalité particulièrement faible dans une région laisse entendre qu'on pourrait sans doute améliorer la situation dans les régions où le taux est plus élevé².

Les taux de mortalité varient bien sûr depuis longtemps selon la région. Il y a des dizaines d'années, le fort taux de mortalité attribuable aux accidents cérébrovasculaires a valu à une partie du Sud des États-Unis le nom de « région de l'accident cérébrovasculaire » (*stroke belt*)³. L'Angleterre et

le pays de Galles se caractérisent notamment par une variation progressive des taux de mortalité pour la plupart des causes : taux élevés au nord et à l'ouest, faibles au sud et à l'est⁴. Le Canada aussi connaît

une variation géographique progressive de ses taux de mortalité, ceux-ci étant plus élevés dans les provinces de l'Atlantique et au Québec que dans les Prairies et en Colombie-Britannique¹.

Méthodologie

Sources des données

Les données sur la mortalité sont extraites de la Base canadienne de données sur l'état civil, qui regroupent les données de l'état civil transmises à Statistique Canada par les bureaux de l'état civil de chaque province ou territoire. Les taux moyens de mortalité sur trois ans ont été calculés d'après les estimations démographiques intercensitaires de 1995, selon l'âge, le sexe et la région métropolitaine de recensement (RMR). Les taux de mortalité par RMR ont été calculés en prenant pour référence le lieu de résidence de la personne décédée plutôt que le lieu où est survenu le décès.

Techniques analytiques

La population du Canada de 1991 (tous les âges) a servi de référence pour le calcul des taux comparatifs de mortalité. Les taux de mortalité ont tous été corrigés pour tenir compte des effets de l'âge par la méthode directe. La correction pour l'âge signifie que les taux sont comparables d'une RMR à l'autre, malgré les variations locales de la répartition par âge de la population. La population type n'a pas été ventilée selon le sexe, ce qui permet de comparer les taux comparatifs calculés pour les hommes à ceux calculés pour les femmes. Bien que les taux de mortalité soient calculés pour l'ensemble de la population (à partir de 0 an), par souci de concision, on utilise ici les termes « hommes » et « femmes » plutôt que les expressions « personne de sexe masculin » et « personne de sexe féminin ».

Les comparaisons entre régions pourraient refléter des variations aléatoires plutôt que des écarts réels. Les intervalles de confiance ont été calculés pour évaluer la variation du taux de mortalité de chaque RMR. Des tests bilatéraux ont en outre permis de déterminer la signification statistique des écarts entre le taux corrigé pour l'âge de chaque RMR et le taux national corrigé pour l'âge. Comme les taux de mortalité observés pour les grandes RMR peuvent avoir une incidence sur le taux national, on ne peut supposer qu'ils sont indépendants de ce dernier. Afin de tenir compte du lien entre le taux de mortalité d'une RMR donnée et le taux national, une estimation de la covariance entre les deux taux a été faite et prise en compte dans le calcul de la variance de l'écart entre les taux.

Limites

Les données analysées doivent être interprétées avec prudence. Par définition, une RMR représente une région économiquement et

socialement intégrée (voir *Définitions*). Cependant, chacune comporte des quartiers dont les caractéristiques sociales, économiques et sanitaires varient fortement. Par conséquent, des taux de mortalité élevés ou faibles dans une partie d'une RMR pourraient être masqués par les taux qui prévalent dans le reste de cette RMR⁵.

Comme les limites des RMR doivent respecter les limites administratives des subdivisions de recensement (SDR), certaines RMR englobent des SDR comprenant de grandes étendues de territoire peu peuplé et seule la population la plus proche du noyau urbain entretient des liens étroits avec ce noyau⁶.

Pour la plupart des maladies, le taux d'incidence est le meilleur indice de risque⁵. La mesure dans laquelle les taux de mortalité peuvent être fiables pour évaluer le risque de maladie dans une RMR particulière reste à déterminer⁵.

L'analyse n'englobe pas l'Île-du-Prince-Édouard, ni les Territoires du Nord-Ouest ni le Yukon où il n'existe aucune RMR. Cependant, toute analyse au niveau infraprovincial/infraterritorial serait difficile dans ces régions, car le nombre de décès y est faible.

Les chiffres de population du Recensement de 1991 ont été corrigés pour tenir compte du sous-dénombrement net et des résidents non permanents. Une étude subséquente menée par Statistique Canada a montré que la correction avait abouti à une surcompensation du sous-dénombrement et produit des chiffres trop élevés. Par conséquent, Statistique Canada est en train de réestimer les chiffres de population pour la période allant de 1986 à 1991. Dans le présent article, les taux de mortalité ont été calculés avant la révision au niveau de la RMR et pourraient donc être un peu trop faibles. Cependant, l'effet de ce genre de correction devrait être négligeable et la révision ne devrait pas modifier les tendances sous-jacentes observées.

Comme la loi exige que tout décès soit déclaré, l'enregistrement des décès est considéré comme étant virtuellement exhaustif. Néanmoins, les méthodes de diagnostic et de codage peuvent varier d'une province à l'autre. Par conséquent, la catégorie de causes de décès dans laquelle est classé un décès donné peut varier d'une RMR à l'autre. De plus, un petit nombre de déclarations tardives pourrait produire une certaine sous-estimation.

Ce gradient d'est en ouest pourrait tenir, en grande partie, aux taux de mortalité observés dans les régions métropolitaines de recensement (RMR). Les RMR sont de grands centres urbains dont le noyau compte au moins 100 000 habitants. En 1996, 62 % des Canadiens vivaient dans les 25 RMR du Canada, où sont survenus 57 % des décès enregistrés de 1994 à 1996.

Les caractéristiques démographiques, socioéconomiques et physiques des RMR diffèrent. En 1996, le chiffre de population variait de 125 600 habitants à Thunder Bay à 4,3 millions à Toronto. Les immigrants forment une part importante de la population de Toronto et de Vancouver⁷. La proportion d'Autochtones est plus forte à Winnipeg, à Saskatoon et à Regina que dans les autres RMR⁸. Les industries sur lesquelles reposent l'économie de chaque RMR diffèrent aussi. Par exemple, Calgary est, depuis longtemps, le centre administratif de l'industrie pétrolière et gazière du pays⁹. Avec sept établissements décernant des diplômes, Halifax est le quartier général de l'enseignement dans la région de l'Atlantique¹⁰. Ottawa-Hull, qui englobe la capitale nationale, est la seule RMR qui chevauche deux provinces.

Le caractère unique de chaque RMR s'étend à la mortalité de leurs résidents. À cet égard, des écarts prononcés caractérisent parfois les RMR d'une même province. De même, le taux de mortalité au sein d'une RMR particulière pourrait très bien être nettement supérieur au taux national pour une cause et inférieur pour une autre.

Le présent article repose sur les renseignements tirés de la Base canadienne de données sur l'état civil. Les données recueillies sur une période de trois ans (1994 à 1996) servent à dégager les tendances des taux de mortalité dans les 25 RMR du Canada (voir *Méthodologie* et *Définitions*). L'article examine les taux comparatifs de mortalité, toutes causes confondues, chez les hommes et chez les femmes, ainsi que les taux pour les trois causes principales de décès, à savoir les cardiopathies, le cancer et les maladies cérébrovasculaires (accident cérébrovasculaire). Le cancer du poumon, principal type de cancer, est analysé séparément car il influe sur la courbe globale de mortalité par cancer.

Les taux de mortalité sont l'aboutissement des effets d'une multitude de facteurs, dont les caractéristiques socioéconomiques, les conditions environnementales, l'état de santé et le mode de vie. L'analyse présentée ici est uniquement de nature descriptive. L'examen des causes sous-jacentes des taux de mortalité observés dans certaines RMR dépasse le cadre de l'étude.

Définitions

Toutes les causes qui ont contribué à un décès sont enregistrées sur le certificat de décès conformément à la neuvième révision de la *Classification internationale des maladies* (CIM-9)¹¹. Toutefois, une seule cause est codée comme étant la cause initiale de décès. Les codes de la CIM-9 utilisés dans le présent article sont les suivants : toutes les causes (001-E999), cancer du poumon (162), autres formes de cancer (140-208, sauf 162), cardiopathies (391, 392.0, 393-398, 402, 404, 410-416, 420-429) et maladies cérébrovasculaires (430-438). De 1994 à 1996, regroupés, les cardiopathies et le cancer ont été la cause de plus de la moitié des décès chez les hommes et les femmes. Les maladies cérébrovasculaires, troisième cause principale de décès, en ont provoqué 7 % de plus.

Chiffres de mortalité : Nombre de décès survenus durant l'année et attribués à une cause particulière, d'après la cause initiale de décès.

Cause initiale de décès : Maladie ou traumatisme qui a déclenché l'évolution morbide conduisant directement au décès, ou les circonstances de l'accident ou de la violence qui ont entraîné le traumatisme mortel¹¹.

Taux comparatif de mortalité : Nombre de décès pour 100 000 habitants que l'on aurait observé dans la population type (population du Canada de 1991) si les taux réels par âge enregistrés pour une population donnée avaient prévalu dans la population type.

Région métropolitaine de recensement (RMR) : Grand centre urbain comprenant un noyau urbanisé, abritant au moins 100 000 habitants (d'après un recensement antérieur), ainsi que des régions urbaines et rurales adjacentes dont l'intégration économique et sociale au noyau urbanisé est forte. Une fois considérée comme une RMR, une région peut conserver ce titre même si la population du noyau tombe sous la barre des 100 000 habitants⁶.

Diminution des taux d'est en ouest

Les taux de mortalité associés aux causes principales de décès sont, en général, assez élevés dans les provinces de l'Atlantique et au Québec et assez faibles dans l'Ouest du Canada. Toutefois, certaines exceptions valent la peine d'être mentionnées. Le taux de mortalité par maladies cérébrovasculaires est faible au Québec¹². Au Manitoba, contrairement à la situation dans les autres provinces de l'Ouest, les taux de mortalité enregistrés pour chaque cause principale de décès concordent avec ceux observés dans l'Est du Canada¹². Les taux provinciaux de mortalité dépendent, en grande partie, de la situation dans les RMR qui abritent une part considérable de la population de chaque province.

Taux élevés dans les RMR de la région de l'Atlantique

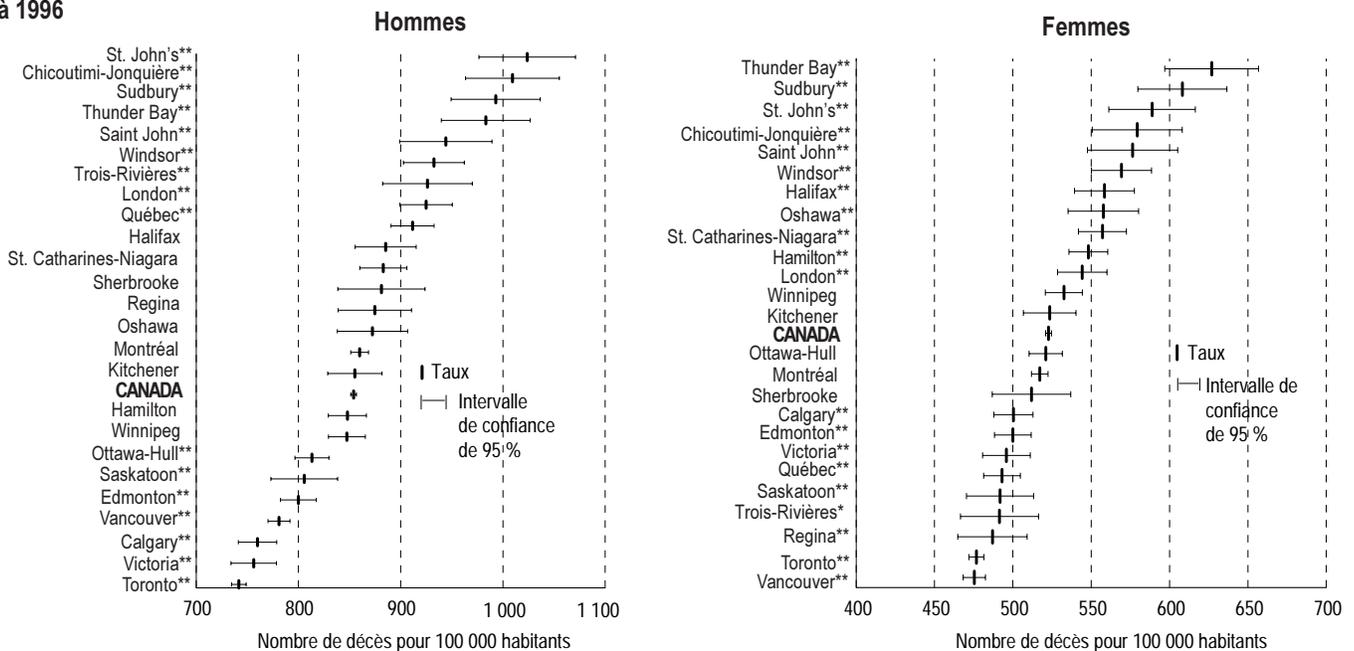
Les taux de mortalité élevés qui caractérisent les provinces de l'Atlantique dépendent de la situation

dans les trois RMR de la région, à savoir St. John's (Terre-Neuve), Saint John (Nouveau-Brunswick) et Halifax (Nouvelle-Écosse).

De 1994 à 1996, les taux de mortalité, toutes causes confondues, étaient supérieurs à la moyenne nationale dans chaque RMR susmentionnée, sauf à l'égard des hommes à Halifax (graphique 1, tableau A en annexe). À St. John's, la situation tenait au taux de mortalité élevé due aux cardiopathies, au cancer (sauf le cancer du poumon) et aux maladies cérébrovasculaires pour les deux sexes et au cancer du poumon pour les hommes (graphiques 2 à 5). Saint John présentait, elle aussi, des taux élevés de mortalité due aux cardiopathies et au cancer du poumon, mais les taux calculés pour d'autres types de cancer et pour les maladies cérébrovasculaires ne différaient pas du taux national. Des taux élevés de mortalité attribuable au cancer du poumon caractérisaient les résidents de Halifax, tout comme l'étaient les taux relatifs à d'autres types de cancer

Graphique 1

Taux comparatif, annualisé, de mortalité, toutes causes confondues, selon le sexe et la région métropolitaine de recensement, 1994 à 1996



Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

Nota : Les taux comparatifs sont calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991 corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement. Par souci de clarté, différentes échelles ont été utilisées pour représenter les taux de mortalité chez les hommes et chez les femmes.

* Diffère significativement du taux national ($p < 0,05$)

** Diffère significativement du taux national ($p < 0,01$)

chez les femmes de cette RMR. Ces dernières avaient toutefois un faible taux de mortalité liée aux maladies cérébrovasculaires.

Le cancer est le principal facteur au Québec

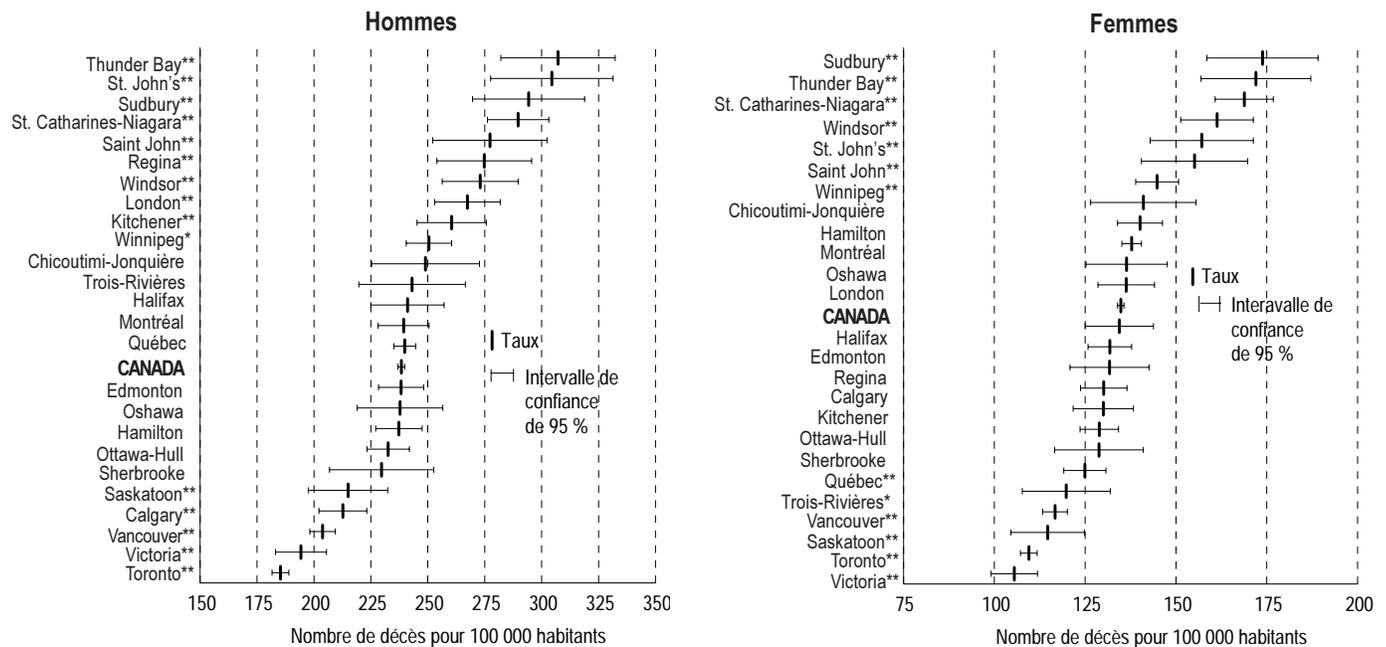
Chez les hommes, les taux de mortalité, toutes causes confondues, étaient supérieurs au taux national dans trois RMR du Québec, à savoir Chicoutimi-Jonquière, Trois-Rivières et Québec, mais proches de celui-ci dans les deux autres, c'est-à-dire Sherbrooke et Montréal. Le taux global de mortalité élevé observé chez les hommes à Chicoutimi-Jonquière, à Trois-Rivières et à Québec tient aux taux élevés de mortalité par cancer du poumon. Les hommes habitant Montréal ont, eux aussi, un taux élevé de mortalité due à cette maladie. En outre, le taux de mortalité due à d'autres formes de cancer était fort à Chicoutimi-Jonquière, à Québec et à Montréal. En revanche, chez les

hommes, aucune des cinq RMR du Québec n'enregistrait d'écart significatif par rapport au taux national quant à la mortalité par cardiopathie. Il en est de même du taux de mortalité due aux maladies cérébrovasculaires, sauf à Montréal, où il était faible.

Le taux de mortalité des femmes qui habitent les RMR du Québec diffère de celui observé chez leurs homologues masculins. À cet égard, le taux de mortalité, toutes causes confondues, n'était élevé qu'à Chicoutimi-Jonquière. À Sherbrooke et à Montréal, les taux étaient proches du taux national, et dans les deux autres RMR du Québec, ils étaient faibles. Le fort taux de mortalité d'ensemble observé chez les femmes à Chicoutimi-Jonquière reflète le fort taux de mortalité due à d'autres cancers que celui du poumon. Par contre, les Montréalaises avaient un taux élevé de mortalité due au cancer du poumon. En fait, Montréal est la seule RMR du Québec où le taux de mortalité par cancer du poumon chez les femmes diffère nettement du taux

Graphique 2

Taux comparatif, annualisé, de mortalité par cardiopathie, selon le sexe et la région métropolitaine de recensement, 1994 à 1996



Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

Nota : Les taux comparatifs sont calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991 corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement. Par souci de clarté, différentes échelles ont été utilisées pour représenter les taux de mortalité chez les hommes et chez les femmes.

* Diffère significativement du taux national ($p < 0,05$)

** Diffère significativement du taux national ($p < 0,01$)

national. En comparaison, les femmes tout comme les hommes qui demeuraient à Montréal avaient un faible taux de mortalité liée aux maladies cérébrovasculaires. Les faibles taux de mortalité, toutes causes confondues, observés chez les femmes de Québec et de Trois-Rivières reflètent le faible taux de mortalité due aux cardiopathies dans ces deux villes, ainsi que le faible taux de mortalité due aux maladies cérébrovasculaires à Québec.

Tendances contradictoires en Ontario

De 1994 à 1996, les taux de mortalité comptaient parmi les plus élevés du pays dans certaines RMR de l'Ontario et parmi les plus faibles dans d'autres.

Chez les hommes, la mortalité globale (toutes causes confondues) était élevée à Sudbury, à Thunder Bay, à Windsor et à London. En outre, le taux de mortalité par cardiopathie était élevé dans chacune de ces RMR. À Sudbury, la mortalité masculine due au cancer (poumon et autres formes)

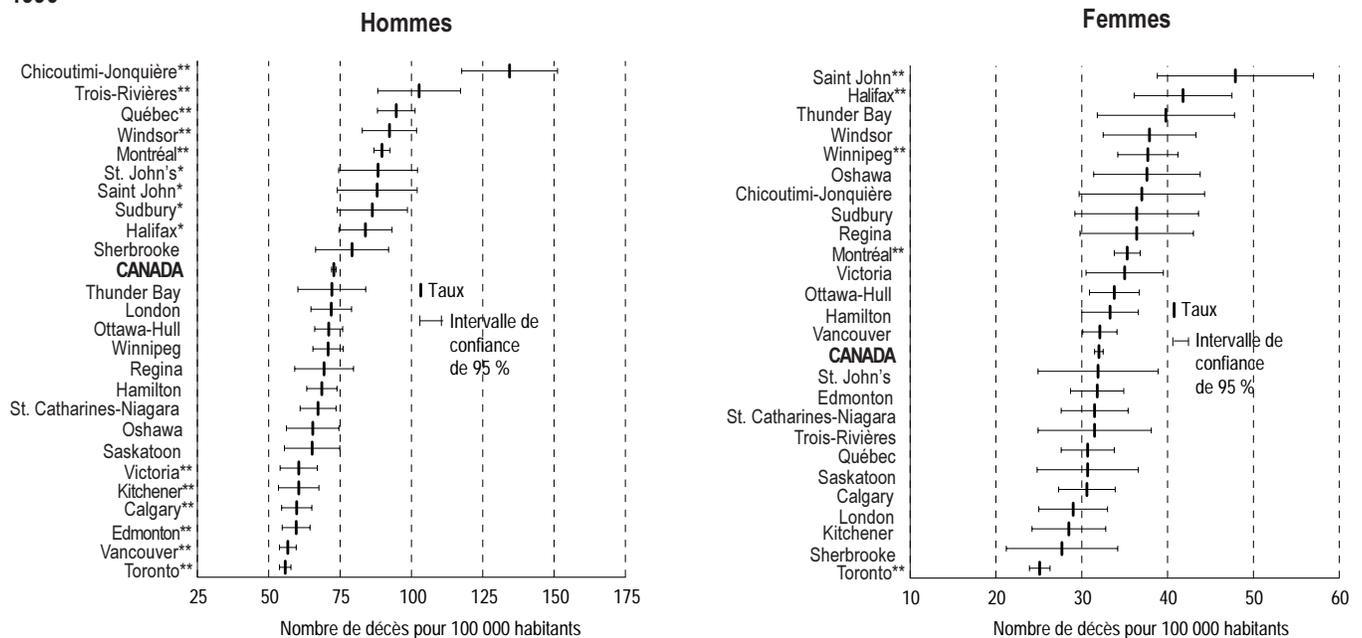
était également élevée. À Windsor, chez les hommes, le taux de mortalité due au cancer du poumon et aux maladies cérébrovasculaires était élevé. L'étaient aussi, à London, les taux dus à d'autres cancers que celui du poumon chez les hommes. À St. Catharines-Niagara et à Kitchener, le taux de mortalité due aux cardiopathies chez les hommes était élevé. On associait en outre aux résidents masculins de St. Catharines-Niagara un taux élevé de mortalité liée aux cancers autres que celui du poumon. À Kitchener, ce dernier type de cancer n'était à l'origine que d'un faible taux de mortalité chez les hommes.

À Ottawa-Hull et à Toronto, les taux globaux de mortalité étaient faibles chez les hommes. À Toronto, les taux calculés pour les causes principales de décès étaient tous faibles. À Ottawa-Hull, le taux de mortalité due aux maladies cérébrovasculaires était faible chez les hommes.

Chez les femmes qui vivent dans les RMR de l'Ontario, le taux de mortalité, toutes causes

Graphique 3

Taux comparatif, annualisé, de mortalité par cancer du poumon, selon le sexe et la région métropolitaine de recensement, 1994 à 1996



Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

Nota : Les taux comparatifs sont calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991 corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement. Par souci de clarté, différentes échelles ont été utilisées pour représenter les taux de mortalité chez les hommes et chez les femmes.

* Diffère significativement du taux national (p < 0,05)

** Diffère significativement du taux national (p < 0,01)

confondues, était supérieur à la moyenne nationale à Thunder Bay, à Sudbury, à Windsor, à Oshawa, à St. Catharines-Niagara, à Hamilton et à London. Le taux de mortalité par cardiopathie était élevé à Sudbury, à Thunder Bay, à St. Catharines-Niagara et à Windsor. Chez les femmes, le taux de mortalité par cancer du poumon ne différait pas significativement du taux national dans l'ensemble des RMR de l'Ontario, sauf à Toronto, où il était faible. Les femmes de Thunder Bay, de London et de Hamilton avaient un taux élevé de mortalité due à d'autres formes de cancer. Enfin, le taux de mortalité due aux maladies cérébrovasculaires était élevé chez les femmes à Thunder Bay, à Sudbury et à Kitchener.

De toutes les RMR de l'Ontario, Toronto est la seule où le taux de mortalité des femmes, toutes causes confondues, était faible de 1994 à 1996, reflétant les faibles taux de mortalité due aux cardiopathies et au cancer.

Faible taux de mortalité dans les RMR de l'Ouest

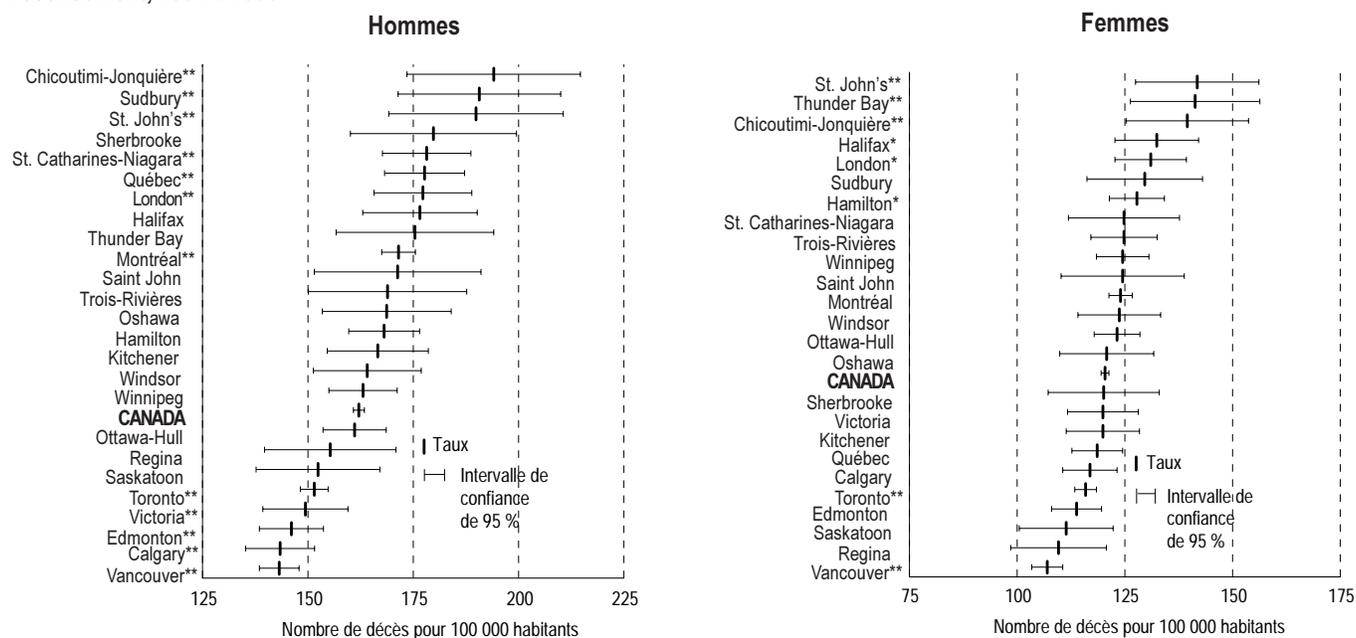
De 1994 à 1996, les taux de mortalité ont généralement été faibles, souvent nettement inférieurs aux taux nationaux, chez les résidents des RMR des provinces de l'Ouest.

Chez les hommes, le taux de mortalité, toutes causes confondues, était inférieur au taux national à Saskatoon, à Edmonton, à Calgary, à Vancouver et à Victoria. Sauf à Edmonton, les hommes vivant dans ces RMR présentaient un faible taux de mortalité due à la cardiopathie. Le taux de mortalité par cancer était faible chez les hommes vivant à Edmonton, à Calgary, à Vancouver et à Victoria. En revanche, le taux lié à la cardiopathie était fort pour ceux établis à Regina et à Winnipeg. En outre, à Winnipeg, le taux de mortalité due aux maladies cérébrovasculaires était élevé.

Chez les femmes, le taux de mortalité d'ensemble était faible dans chaque RMR de l'Ouest, sauf à

Graphique 4

Taux comparatif, annualisé, de mortalité par cancer (sauf le cancer du poumon), selon le sexe et la région métropolitaine de recensement, 1994 à 1996



Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

Nota : Les taux comparatifs sont calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991 corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement. Par souci de clarté, différentes échelles ont été utilisées pour représenter les taux de mortalité chez les hommes et chez les femmes.

* Diffère significativement du taux national ($p < 0,05$)

** Diffère significativement du taux national ($p < 0,01$)

Winnipeg, où le taux ne différait pas significativement du taux national. Winnipeg était la seule RMR de l'Ouest où le taux de mortalité des femmes était fort pour les causes principales de décès, à savoir les cardiopathies et le cancer du poumon. En revanche, le taux de mortalité par cardiopathie était faible chez les femmes à Saskatoon, à Vancouver et à Victoria. Enfin, le taux de mortalité due à d'autres cancers que celui du poumon était faible à Vancouver.

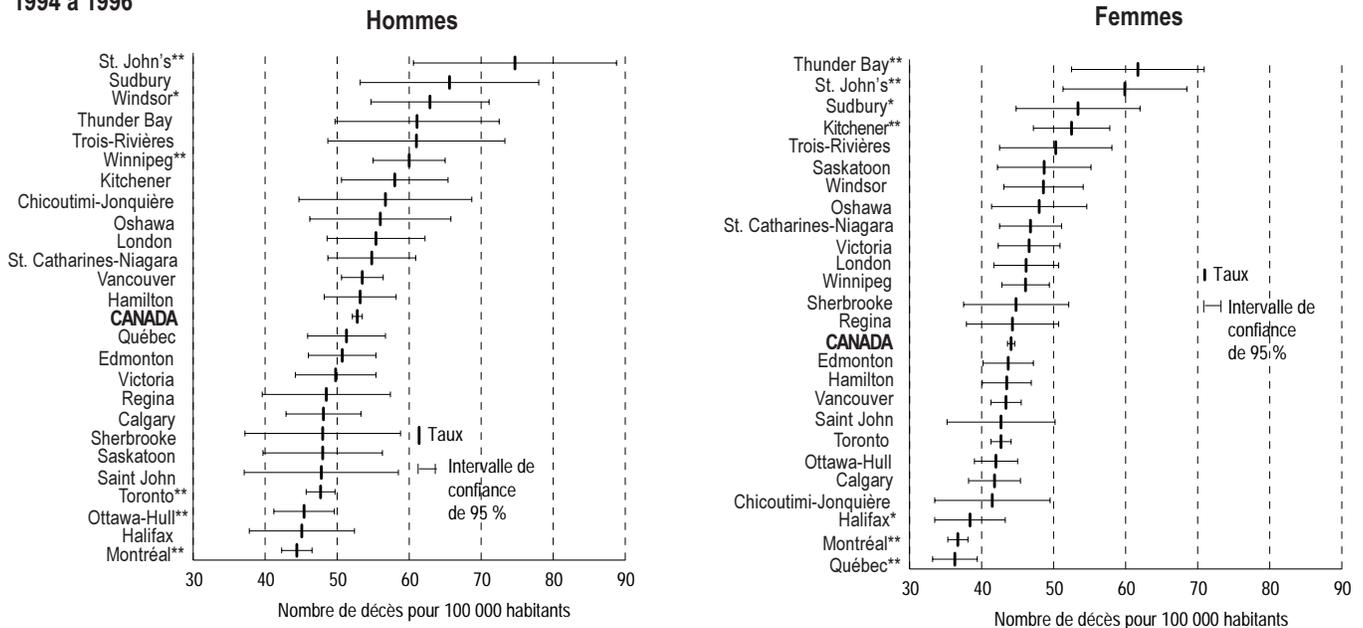
Conclusion

La variation progressive du taux de mortalité observée d'est en ouest au Canada reflète, en grande partie, la situation dans les RMR, qui abritent la majorité de la population et où on enregistre nettement plus de la moitié des décès. Cependant, les causes de la variation prononcée d'une RMR à l'autre sont complexes et reposent sur des facteurs multiples. Les effets conjugués des conditions socioéconomiques et environnementales pourraient être à l'origine des écarts observés.

La migration jouerait sans doute aussi un rôle. De 1991 à 1996, près du quart des Canadiens ont déménagé dans une autre municipalité, à l'intérieur de la même province ou dans une autre¹³. En général, les migrants sont de jeunes personnes, instruites et en assez bonne santé¹³. Quand elles déménagent, elles laissent peut-être derrière elle une proportion plus forte de personnes plus âgées, moins instruites et, peut-être, en moins bonne santé. Donc, un influx d'immigrants dans une RMR pourrait y faire baisser le taux de mortalité. À l'inverse, une RMR qui perd des personnes mobiles — et en bonne santé — pourrait voir grimper son taux de mortalité.

Dans certains cas, l'effet de la migration sur les taux de mortalité ne tient pas tant au gain net ou à la perte nette de résidents qu'à la nature des migrants, particulièrement les immigrants, qui ont tendance à s'établir dans les RMR les plus grandes. Par exemple, Toronto et Vancouver ressortent en tant que RMR où le taux de mortalité est faible. Comme ces deux villes ont accueilli un grand nombre d'immigrants

Graphique 5
Taux comparatif, annualisé, de mortalité par maladie cérébrovasculaire, selon le sexe et la région métropolitaine de recensement, 1994 à 1996



Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

Nota : Les taux comparatifs sont calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991 corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement. Par souci de clarté, différentes échelles ont été utilisées pour représenter les taux de mortalité chez les hommes et chez les femmes.

* Diffère significativement du taux national (p < 0,05)

** Diffère significativement du taux national (p < 0,01)

ces dernières années, l'« effet de l'immigrant en bonne santé » pourrait être un facteur¹⁴. En effet, les personnes en bonne santé sont davantage portées à immigrer que celles qui ne le sont pas et les immigrants doivent subir un examen médical avant d'entrer au Canada. Par conséquent, en tant que groupe, les immigrants sont généralement en assez bonne santé et ont vraisemblablement une influence positive sur la santé globale de toute collectivité où ils vivent.

Toutefois, la migration et l'immigration pourraient aussi masquer les effets des conditions locales sur le taux de mortalité dans les RMR. Dans toute RMR, la population à risque comprend des personnes qui ont vécu ailleurs pendant diverses périodes. Comme nombre de maladies dont l'issue est fatale évoluent lentement, pendant des années, il est difficile de déterminer où une personne a été exposée à des facteurs de risque⁵. On ne peut donc interpréter un taux de mortalité élevé dans une RMR particulière comme un indice de l'existence de problèmes de santé réels ni comme une preuve que des facteurs particuliers, comme l'environnement ou la profession, sont la cause d'une maladie¹⁵. Qui plus est, certaines migrations sont, en fait, le résultat d'une maladie. Ainsi, certaines personnes souffrant de problèmes de santé chroniques pourraient déménager dans de grands centres urbains pour se rapprocher des lieux de traitement, donc, pourraient gonfler les taux de mortalité dans certaines RMR.

La variation des taux de mortalité selon la RMR pourrait tenir, du moins en partie, à des différences de mode de vie, particulièrement en ce qui concerne l'usage du tabac. Dans les RMR de la région de l'Atlantique et du Québec, où le taux de mortalité par cancer du poumon a tendance à être fort, la prévalence de l'usage du tabac est forte aussi¹⁵.

Par conséquent, si la ventilation selon la région révèle des écarts entre les taux de mortalité des grands centres urbains, il est difficile d'isoler une raison précise pour un taux particulièrement élevé ou faible dans une RMR donnée. Les variations observées tiennent sans doute à des interactions complexes entre plusieurs facteurs. Néanmoins, l'écart considérable entre les taux de mortalité les plus élevés et les plus faibles parmi les RMR donne

à penser qu'il est sans doute possible de faire baisser le taux de mortalité dans plusieurs régions urbaines². L'adoption par les services de santé publique de stratégies visant à réduire la prévalence de facteurs de risque modifiables connus seraient particulièrement bénéfiques dans les RMR où le taux de mortalité liée à des causes particulières de décès est élevé. ●

Références

1. Santé et Bien-être social Canada et Statistique Canada, *Répartition géographique de la mortalité au Canada, volume 4, Situation de la mortalité générale et tendances récentes* (n° H49-6/4-1990 au catalogue), Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services, 1991.
2. T. Wong et K. Wilkins, « How many deaths from major chronic diseases could be prevented? », *Maladies chroniques au Canada*, 1990, 11(5), p. 73-76.
3. L.W. Pickle, M. Mungiole, G.K. Jones *et al.* *Atlas of United States Mortality* (publication du DHHS, n° (PHS) 97-1015), Hyattsville, Maryland, U.S. Department of Health and Human Services, 1996.
4. M. Britton, « Geographic variation in mortality, 1973-83 », *Mortality and Geography, A Review in the Mid-1980s, England and Wales*, publié sous la direction de M. Britton, Londres, Office of Population Censuses and Surveys, 1990.
5. Santé et Bien-être social Canada et Statistique Canada, *Répartition géographique de la mortalité au Canada, volume 5, La mortalité chez les aînés* (n° H49-6/5-1996 au catalogue), Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services, 1995.
6. Statistique Canada, *Dictionnaire du recensement de 1996* (n° 92-351-XPB au catalogue), Ottawa, Industrie Canada, 1997.
7. Statistique Canada, « Recensement de 1996 : immigration et citoyenneté », *Le Quotidien* (n° 11-001F au catalogue), le mardi 4 novembre 1997.
8. Statistique Canada, « Recensement de 1996 : données sur les Autochtones », *Le Quotidien* (n° 11-001F au catalogue), le mardi 13 janvier 1998.
9. N. Stone, « Profil statistique de Calgary », *Tendances sociales canadiennes* (n° 11-008 au catalogue), hiver 1987, p. 19-23.
10. A. Peters, « La ville historique de Halifax », *Tendances sociales canadiennes* (n° 11-008 au catalogue), été 1997, p. 8-12.
11. Organisation mondiale de la santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la 9^e révision, 1975, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
12. Statistique Canada, *Causes de décès* (n° 84-208-XPB au catalogue), Ottawa, Industrie Canada, 1995.
13. Statistique Canada, « Recensement de 1996, scolarité, mobilité et migration », *Le Quotidien* (n° 11-001F au catalogue), le mardi 14 avril 1998.

14. J. Chen, R. Wilkins et E. Ng, « La santé des immigrants au Canada en 1994-1995 », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1995, p. 37-50 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

15. M. Stephens et J. Siroonian, « L'habitude de fumer et les tentatives pour s'en défaire », *Rapports sur la santé*, 9(4), 1998, p. 31-38 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

Annexe

Tableau A

Taux comparatif, annualisé, de mortalité, certaines causes, selon le sexe et la région métropolitaine de recensement, 1994 à 1996

	Hommes			Femmes	
	Taux	Intervalle de confiance de 95 %		Taux	Intervalle de confiance de 95 %
Toutes les causes					
St. John's	1 023,7**	976,5 - 1 070,9	Thunder Bay	626,9**	597,0 - 656,8
Chicoutimi-Jonquière	1 009,3**	963,4 - 1 055,2	Sudbury	608,2**	579,8 - 636,6
Sudbury	992,9**	949,3 - 1 036,5	St. John's	588,9**	561,3 - 616,5
Thunder Bay	983,2**	939,7 - 1 026,7	Chicoutimi-Jonquière	579,4**	550,7 - 608,1
Saint John	944,1**	898,9 - 989,3	Saint John	576,4**	547,6 - 605,2
Windsor	932,5**	902,7 - 962,3	Windsor	569,3**	550,1 - 588,5
Trois-Rivières	926,2**	882,4 - 970,0	Halifax	558,5**	539,4 - 577,6
London	924,9**	899,3 - 950,5	Oshawa	557,8**	535,3 - 580,3
Québec	911,6**	890,6 - 932,6	St. Catharines-Niagara	557,2**	541,9 - 572,5
Halifax	885,3	855,5 - 915,1	Hamilton	548,2**	535,8 - 560,6
St. Catharines-Niagara	883,0	860,0 - 906,0	London	544,3**	528,5 - 560,1
Sherbrooke	881,2	838,5 - 923,9	Winnipeg	532,6	520,8 - 544,4
Regina	874,7	838,8 - 910,6	Kitchener	523,5	506,7 - 540,3
Oshawa	872,4	838,0 - 906,8	Canada	522,8	520,9 - 524,7
Montréal	859,8	851,1 - 868,5	Ottawa-Hull	521,0	510,4 - 531,6
Kitchener	855,2	828,7 - 881,7	Montréal	517,2	511,9 - 522,5
Canada	853,9	851,1 - 856,7	Sherbrooke	511,9	486,8 - 537,0
Hamilton	847,9	829,3 - 866,5	Calgary	500,4**	487,9 - 512,9
Winnipeg	847,4	829,4 - 865,4	Edmonton	500,0**	488,3 - 511,7
Ottawa-Hull	813,2**	796,6 - 829,8	Victoria	495,9**	480,7 - 511,1
Saskatoon	805,7**	773,0 - 838,4	Québec	493,1**	481,4 - 504,8
Edmonton	800,0**	782,5 - 817,5	Saskatoon	491,8**	470,4 - 513,2
Vancouver	781,0**	770,3 - 791,7	Trois-Rivières	491,5*	466,6 - 516,4
Calgary	760,0**	741,2 - 778,8	Regina	487,0**	464,9 - 509,1
Victoria	756,3**	734,1 - 778,5	Toronto	476,8**	472,0 - 481,6
Toronto	741,8**	734,6 - 749,0	Vancouver	475,4**	468,3 - 482,5
Cardiopathies					
Thunder Bay	307,2**	282,1 - 332,3	Sudbury	173,8**	158,5 - 189,1
St. John's	304,5**	277,6 - 331,4	Thunder Bay	172,0**	156,9 - 187,1
Sudbury	294,3**	269,7 - 318,9	St. Catharines-Niagara	168,8**	160,8 - 176,8
St. Catharines-Niagara	289,7**	276,2 - 303,2	Windsor	161,3**	151,3 - 171,3
Saint John	277,3**	252,2 - 302,4	St. John's	157,1**	142,9 - 171,3
Regina	274,8**	254,0 - 295,6	Saint John	155,1**	140,5 - 169,7
Windsor	273,0**	256,3 - 289,7	Winnipeg	144,8**	138,9 - 150,7
London	267,4**	253,0 - 281,8	Chicoutimi-Jonquière	141,0	126,5 - 155,5
Kitchener	260,5**	245,3 - 275,7	Hamilton	140,1	133,9 - 146,3
Winnipeg	250,5*	240,5 - 260,5	Montréal	137,8	135,1 - 140,5
Chicoutimi-Jonquière	249,0	225,3 - 272,7	Oshawa	136,4	125,2 - 147,6
Trois-Rivières	243,1	219,7 - 266,5	London	136,3	128,5 - 144,1
Halifax	241,1	225,0 - 257,2	Canada	134,8	133,9 - 135,7
Montréal	239,9	235,1 - 244,7	Halifax	134,4	125,0 - 143,8
Québec	239,4	228,2 - 250,6	Edmonton	131,8	125,8 - 137,8
Canada	238,4	236,9 - 239,9	Regina	131,7	120,8 - 142,6
Edmonton	238,3	228,4 - 248,2	Calgary	130,1	123,7 - 136,5
Oshawa	237,8	219,0 - 256,6	Kitchener	130,0	121,7 - 138,3
Hamilton	237,3	227,1 - 247,5	Ottawa-Hull	128,9	123,6 - 134,2
Ottawa-Hull	232,6	223,3 - 241,9	Sherbrooke	128,8	116,6 - 141,0
Sherbrooke	229,7	206,8 - 252,6	Québec	124,9**	119,1 - 130,7
Saskatoon	215,0**	197,6 - 232,4	Trois-Rivières	119,8*	107,7 - 131,9
Calgary	212,7**	202,2 - 223,2	Vancouver	116,7**	113,3 - 120,1
Vancouver	203,8**	198,2 - 209,4	Saskatoon	114,7**	104,6 - 124,8
Victoria	194,3**	183,1 - 205,5	Toronto	109,5**	107,2 - 111,8
Toronto	185,3**	181,6 - 189,0	Victoria	105,5**	99,1 - 111,9

Taux comparatif, annualisé, de mortalité certaines causes, selon le sexe et la région métropolitaine de recensement, 1994 à 1996 – suite

	Hommes		Femmes		
	Taux	Intervalle de confiance de 95 %	Taux	Intervalle de confiance de 95 %	
Cancer du poumon					
Chicoutimi-Jonquière	134,4**	117,6 - 151,2	Saint John	47,9**	38,8 - 57,0
Trois-Rivières	102,7**	88,2 - 117,2	Halifax	41,8**	36,1 - 47,5
Québec	94,7**	88,1 - 101,3	Thunder Bay	39,8	31,8 - 47,8
Windsor	92,3**	82,8 - 101,8	Windsor	37,9	32,5 - 43,3
Montréal	89,7**	86,9 - 92,5	Winnipeg	37,7**	34,2 - 41,2
St. John's	88,3*	74,5 - 102,1	Oshawa	37,6	31,4 - 43,8
Saint John	88,0*	74,0 - 102,0	Chicoutimi-Jonquière	37,0	29,7 - 44,3
Sudbury	86,3*	74,0 - 98,6	Sudbury	36,4	29,2 - 43,6
Halifax	83,9*	74,6 - 93,2	Regina	36,4	29,8 - 43,0
Sherbrooke	79,2	66,4 - 92,0	Montréal	35,3**	33,8 - 36,8
Canada	72,8	72,0 - 73,6	Victoria	35,0	30,5 - 39,5
Thunder Bay	72,1	60,2 - 84,0	Ottawa-Hull	33,8	30,9 - 36,7
London	71,9	64,8 - 79,0	Hamilton	33,3	30,0 - 36,6
Ottawa-Hull	71,0	66,1 - 75,9	Vancouver	32,1	30,1 - 34,1
Winnipeg	70,8	65,5 - 76,1	Canada	32,0	31,5 - 32,5
Regina	69,4	59,1 - 79,7	St. John's	31,9	24,9 - 38,9
Hamilton	68,6	63,3 - 73,9	Edmonton	31,8	28,7 - 34,9
St. Catharines-Niagara	67,3	61,0 - 73,6	St. Catharines-Niagara	31,5	27,6 - 35,4
Oshawa	65,4	56,2 - 74,6	Trois-Rivières	31,5	24,9 - 38,1
Saskatoon	65,2	55,5 - 74,9	Québec	30,7	27,6 - 33,8
Victoria	60,5**	54,0 - 67,0	Saskatoon	30,7	24,8 - 36,6
Kitchener	60,5**	53,4 - 67,6	Calgary	30,6	27,3 - 33,9
Calgary	59,8**	54,5 - 65,1	London	29,0	25,0 - 33,0
Edmonton	59,6**	54,7 - 64,5	Kitchener	28,5	24,2 - 32,8
Vancouver	56,7**	53,8 - 59,6	Sherbrooke	27,7	21,2 - 34,2
Toronto	55,8**	53,8 - 57,8	Toronto	25,1**	23,9 - 26,3
Autres formes de cancer					
Chicoutimi-Jonquière	194,1**	173,5 - 214,7	St. John's	141,8**	127,5 - 156,1
Sudbury	190,7**	171,4 - 210,0	Thunder Bay	141,3**	126,3 - 156,3
St. John's	189,9**	169,2 - 210,6	Chicoutimi-Jonquière	139,5**	125,3 - 153,7
Sherbrooke	179,8	160,1 - 199,5	Halifax	132,4*	122,7 - 142,1
St. Catharines-Niagara	178,2**	167,7 - 188,7	London	131,0*	122,7 - 139,3
Québec	177,7**	168,2 - 187,2	Sudbury	129,6	116,2 - 143,0
London	177,3**	165,7 - 188,9	Hamilton	127,8*	121,4 - 134,2
Halifax	176,6	163,0 - 190,2	St. Catharines-Niagara	124,8	117,1 - 132,5
Thunder Bay	175,4	156,7 - 194,1	Trois-Rivières	124,8	111,9 - 137,7
Montréal	171,5**	167,5 - 175,5	Winnipeg	124,5	118,4 - 130,6
Saint John	171,3	151,5 - 191,1	Saint John	124,5	110,2 - 138,8
Trois-Rivières	168,9	150,1 - 187,7	Montréal	124,0	121,3 - 126,7
Oshawa	168,7	153,4 - 184,0	Windsor	123,7	114,1 - 133,3
Hamilton	168,1	159,7 - 176,5	Ottawa-Hull	123,2	117,9 - 128,5
Kitchener	166,6	154,6 - 178,6	Oshawa	120,8	109,9 - 131,7
Windsor	164,1	151,3 - 176,9	Canada	120,4	119,5 - 121,3
Winnipeg	163,1	155,0 - 171,2	Sherbrooke	120,1	107,2 - 133,0
Canada	162,1	160,8 - 163,4	Victoria	119,9	111,7 - 128,1
Ottawa-Hull	161,1	153,6 - 168,6	Kitchener	119,9	111,4 - 128,4
Regina	155,3	139,7 - 170,9	Québec	118,6	112,7 - 124,5
Saskatoon	152,4	137,7 - 167,1	Calgary	116,9	110,6 - 123,2
Toronto	151,5**	148,2 - 154,8	Toronto	115,9**	113,4 - 118,4
Victoria	149,4**	139,3 - 159,5	Edmonton	113,8	108,0 - 119,6
Edmonton	146,1**	138,5 - 153,7	Saskatoon	111,4	100,5 - 122,3
Calgary	143,4**	135,2 - 151,6	Regina	109,6	98,5 - 120,7
Vancouver	143,2**	138,5 - 147,9	Vancouver	107,0**	103,4 - 110,6

Taux comparatif, annualisé, de mortalité, certaines causes, selon le sexe et la région métropolitaine de recensement, 1994 à 1996 – fin

	Hommes			Femmes	
	Taux	Intervalle de confiance de 95 %		Taux	Intervalle de confiance de 95 %
Maladies cérébrovasculaires					
St. John's	74,7**	60,6 - 88,8	Thunder Bay	61,7**	52,5 - 70,9
Sudbury	65,6	53,2 - 78,0	St. John's	59,9**	51,3 - 68,5
Windsor	62,9*	54,7 - 71,1	Sudbury	53,4*	44,8 - 62,0
Thunder Bay	61,1	49,7 - 72,5	Kitchener	52,5**	47,2 - 57,8
Trois-Rivières	61,0	48,7 - 73,3	Trois-Rivières	50,3	42,5 - 58,1
Winnipeg	60,0**	55,0 - 65,0	Saskatoon	48,7	42,2 - 55,2
Kitchener	58,0	50,6 - 65,4	Windsor	48,6	43,1 - 54,1
Chicoutimi-Jonquière	56,7	44,7 - 68,7	Oshawa	48,0	41,4 - 54,6
Oshawa	56,0	46,2 - 65,8	St. Catharines-Niagara	46,8	42,5 - 51,1
London	55,4	48,6 - 62,2	Victoria	46,6	42,3 - 50,9
St. Catharines-Niagara	54,8	48,7 - 60,9	London	46,2	41,7 - 50,7
Vancouver	53,5	50,6 - 56,4	Winnipeg	46,1	42,8 - 49,4
Hamilton	53,2	48,2 - 58,2	Sherbrooke	44,8	37,5 - 52,1
Canada	52,8	52,1 - 53,5	Regina	44,3	37,9 - 50,7
Québec	51,3	45,9 - 56,7	Canada	44,1	43,6 - 44,6
Edmonton	50,7	46,0 - 55,4	Edmonton	43,7	40,2 - 47,2
Victoria	49,8	44,2 - 55,4	Hamilton	43,5	40,1 - 46,9
Regina	48,5	39,6 - 57,4	Vancouver	43,4	41,3 - 45,5
Calgary	48,1	42,9 - 53,3	Saint John	42,7	35,2 - 50,2
Sherbrooke	48,0	37,2 - 58,8	Toronto	42,7	41,3 - 44,1
Saskatoon	48,0	39,7 - 56,3	Ottawa-Hull	42,0	39,0 - 45,0
Saint John	47,8	37,1 - 58,5	Calgary	41,8	38,2 - 45,4
Toronto	47,7**	45,7 - 49,7	Chicoutimi-Jonquière	41,5	33,5 - 49,5
Ottawa-Hull	45,4**	41,2 - 49,6	Halifax	38,4*	33,5 - 43,3
Halifax	45,1	37,8 - 52,4	Montréal	36,7**	35,3 - 38,1
Montréal	44,4**	42,3 - 46,5	Québec	36,3**	33,2 - 39,4

Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

Nota : Les taux comparatifs sont calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991 corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement.

* Diffère significativement du taux national ($p < 0,05$)

** Diffère significativement du taux national ($p < 0,01$)

Les conséquences de l'activité physique sur la santé

Jiajian Chen et Wayne J. Millar

Résumé

Objectifs

Le présent article traite de l'effet de protection possible de l'activité physique durant les loisirs contre la maladie cardiaque et la dépression.

Source des données

Les données proviennent de la composante longitudinale des ménages des cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population réalisée par Statistique Canada. Les résultats reposent sur deux sous-échantillons, à savoir 7 158 personnes de 20 ans et plus qui étaient en bonne santé et qui ne souffraient d'aucune maladie cardiaque en 1994-1995 et 7 593 personnes de 12 ans et plus qui étaient en bonne santé et qui ne manifestaient aucun signe de dépression en 1994-1995.

Techniques d'analyse

La régression logistique multiple permet ici d'évaluer les effets de l'activité physique durant les loisirs sur l'incidence de la maladie cardiaque et de la dépression en tenant compte de l'effet de certaines caractéristiques.

Principaux résultats

Contrairement aux autres personnes, celles qui, en 1994-1995, étaient en bonne santé et ne manifestaient aucun signe de maladie cardiaque ou de dépression et qui se livraient régulièrement à une activité physique entraînant une dépense moyenne d'énergie avaient une plus faible cote exprimant le risque qu'on diagnostique chez elles une maladie cardiaque ou qu'elles fassent une dépression en 1996-1997.

Mots-clés

Maladie cardiovasculaire, dépression, dépense d'énergie.

Auteurs

Jiajian Chen (613) 951-5059, chenjia@statcan.ca et Wayne J. Millar (613) 951-1631, millway@statcan.ca travaillent à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

La tendance à automatiser nombre de tâches physiquement exigeantes a fait baisser le niveau global de la dépense énergétique, tant au travail qu'à domicile. En 1996-1997, les activités quotidiennes de la plupart des Canadiens de 12 ans et plus (95 %) n'exigeaient que des efforts physiques légers¹. La réduction des exigences physiques quotidiennes a certes rendu la vie plus facile, mais elle pourrait aussi poser un obstacle à la prévention de certaines maladies chroniques et au maintien de la santé^{2,3}.

Selon plusieurs études, l'activité physique régulière aurait des effets salutaires tant sur le plan physique que psychique et aiderait à prévenir la maladie cardiaque et la dépression²⁻⁹. La maladie cardiaque est une des causes principales de décès, d'incapacité et de maladie et une source importante de dépenses au titre des soins de santé au Canada¹⁰. Pour sa part, la dépression est un trouble psychique courant et une autre cause principale d'hospitalisation et d'incapacité^{3,8,11}.

Les premières études insistaient fréquemment sur les bienfaits pour la santé de l'exercice vigoureux et continu. Toutefois, selon des études plus récentes, l'activité physique modérée aurait des effets tout aussi favorables et cliniquement significatifs sur la santé^{2,3,12-17}. À cet égard,

Méthodologie

Source des données

Le présent article se fonde sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'ENSP recueille tous les deux ans des informations sur la santé de la population du Canada^{18,19}. Elle couvre la population à domicile et la population placée en établissement de santé dans les provinces et les territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP comprend une composante longitudinale ainsi qu'une composante transversale. Les personnes qui font partie du panel longitudinal seront suivies pendant une période allant jusqu'à 20 ans.

Les données individuelles sont réparties en deux fichiers, à savoir le Fichier général et le Fichier santé. Les renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé de chaque membre des ménages participants sont regroupés dans le Fichier général. Les renseignements détaillés supplémentaires sur la santé recueillis auprès d'un membre sélectionné au hasard dans chaque ménage participant, ainsi que les renseignements du Fichier général se rapportant à ces personnes, sont regroupés dans le Fichier santé.

Dans les ménages faisant partie de la composante longitudinale, la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa propre santé pour le Fichier santé correspondait à la personne sélectionnée au hasard dans le ménage lors du premier cycle (1994-1995) et, habituellement, avait fourni les renseignements sur les divers membres du ménage pour le Fichier général lors du deuxième cycle (1996-1997).

En 1994-1995, l'échantillon n'incluant pas les établissements de santé et couvrant les 10 provinces comptait 27 263 ménages dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. À l'issue d'un tri de sélection pour assurer le caractère représentatif de l'échantillon¹⁸, 20 725 ménages faisaient encore partie du champ d'observation. Dans 18 342 de ces ménages, la personne sélectionnée au hasard avait 12 ans et plus. Le taux de réponse de ces personnes aux questions détaillées sur la santé a été de 96,1 %, chiffre qui correspond à 17 626 personnes. De ces 17 626 personnes sélectionnées au hasard, 14 786 répondaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal de l'ENSP. En outre, 468 personnes pour lesquelles on n'a recueilli que des renseignements généraux en 1994-1995 et 2 022 des 2 383 personnes de moins de 12 ans sélectionnées au hasard étaient également admissibles. Donc, 17 276 personnes

répondaient aux critères pour être interviewées de nouveau en 1996-1997. Les autres membres de l'échantillon représentaient des unités d'échantillonnage supplémentaires achetées par certains gouvernements provinciaux qui avaient décidé d'augmenter la taille de l'échantillon pour leur province à l'occasion du premier cycle uniquement. Ces personnes n'ont fait l'objet d'aucun suivi.

Le taux de réponse observé pour le panel longitudinal en 1996-1997 est de 93,6 %, ce qui représente 16 168 personnes. Des renseignements complets étaient disponibles à l'égard de 15 670 personnes parmi ces dernières, c'est-à-dire qu'on disposait de renseignements généraux et de renseignements détaillés sur leur santé tirés des deux cycles de l'enquête.

La présente analyse du lien entre l'activité physique durant les loisirs et la santé repose sur les données longitudinales provenant de la composante des ménages des premier (1994-1995) et deuxième (1996-1997) cycles de l'ENSP couvrant les 10 provinces.

L'étude de l'incidence de la maladie cardiaque se limite ici à 7 158 personnes de 20 ans et plus qui étaient en bonne santé (autrement dit, qui ont déclaré que leur santé était excellente ou très bonne) et qui ne souffraient d'aucune maladie cardiaque en 1994-1995. Les personnes de moins de 20 ans en 1994-1995 ont de plus été exclues de l'analyse de la maladie cardiaque compte tenu de la très faible incidence de cette maladie chez ces dernières. L'étude de l'incidence de la dépression est basée sur 7 593 personnes de 12 ans et plus qui étaient en bonne santé et ne faisaient pas de dépression en 1994-1995. L'analyse exclut les personnes qui ont déclaré en 1994-1995 que leur état de santé général était mauvais, passable ou bon, afin de réduire au minimum le biais susceptible de résulter de la sélection de sujets dont le faible niveau d'activité est dû à une maladie non diagnostiquée. Cette mesure peut réduire la probabilité que le biais de sélection explique le lien entre l'activité physique et la santé. En revanche, l'étude de la dépression peut porter sur des personnes souffrant de dépression chronique ou récurrente²⁰.

Techniques d'analyse

Un échantillon pondéré représentatif de la population à domicile des 10 provinces constitue la base de la présente analyse. Une régression logistique multiple a permis d'étudier l'effet de l'activité physique en gardant fixe la valeur de plusieurs variables confusionnelles éventuelles. La méthode *bootstrap*²¹⁻²³ a par ailleurs servi à calculer l'écart-type des coefficients de régression tout en tenant pleinement compte des effets du plan de sondage de l'ENSP.

l'Enquête nationale sur la santé de la population s'avère révélatrice. Sur la base d'échantillons représentatifs de l'ensemble de la population, les données longitudinales tirées des deux premiers cycles (1994-1995 et 1996-1997) de cette enquête sont l'occasion unique d'étudier l'effet préventif que pourrait avoir l'activité physique durant les loisirs pour contrer la maladie cardiaque et la dépression (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*).

Niveau et fréquence de l'activité

Selon les données transversales de l'ENSP de 1994-1995, plus de la moitié (58 %) des Canadiens de 12 ans et plus étaient physiquement inactifs durant leurs loisirs, autrement dit, leurs activités n'exigeaient qu'une *faible* dépense d'énergie (voir

Définition de l'activité physique). En outre, 22 % ont fait état d'activités nécessitant une dépense *moyenne* d'énergie. À peine 20 % s'adonnaient à des activités entraînant une *forte* dépense d'énergie. En 1996-1997, les choses n'avaient pour ainsi dire pas changé (données non présentées).

La situation était comparable pour les personnes sélectionnées pour participer à la présente étude de suivi. En 1994-1995, 57 % des personnes de 20 ans et plus ne souffrant pas d'une maladie cardiaque et 54 % des personnes de 12 ans et plus ne faisant pas de dépression se livraient durant leurs loisirs à une activité physique entraînant une *faible* dépense d'énergie (tableau A en annexe).

Environ 6 Canadiens en bonne santé sur 10 examinés dans le présent article s'adonnaient

Définition de l'activité physique

Dans le contexte de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), le *niveau* (ou quantité) d'activité physique est déterminé d'après la dépense d'énergie (DE) cumulative totale durant les loisirs. On ne dispose d'aucun renseignement sur la dépense d'énergie au travail. Pour chaque personne observée, les valeurs de la dépense d'énergie ont été calculées selon la fréquence et la durée de l'ensemble de ses activités physiques durant les loisirs au cours des trois mois précédents. Ce calcul tient également compte de la valeur en METS, c'est-à-dire la demande d'énergie métabolique, de chaque activité. Les valeurs en METS ont été déterminées de façon indépendante^{24,25}.

$$DE = \sum (N_i * D_i * METS_i / 365)$$

où

N_i = nombre de fois qu'a eu lieu l'activité i en une année

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

METS _{i} = une valeur constante de la dépense d'énergie métabolique entraînée par l'activité i .

Pour chaque personne, la DE quotidienne est égale à la somme des dépenses d'énergie de toutes les activités durant les loisirs²⁵. On l'exprime comme étant le total des kilocalories dépensées par kilo de masse corporelle par jour : kcal/kg/jour ou KKJ. Une DE de 1,5 à 2,9 KKJ équivaut à une dépense *moyenne* d'énergie, une DE d'au moins 3 KKJ, à une dépense *forte* et une DE de moins de 1,5 KKJ, à une dépense *faible*²⁴.

La *fréquence* (ou régularité) de l'activité physique est déterminée d'après le nombre de fois où la personne s'est livrée à une activité physique pendant au moins 15 minutes au cours des trois mois précédents : on distingue l'activité physique *régulière* (au moins 12 fois par mois) ou *irrégulière* (11 fois ou moins par mois).

Pour examiner les effets du *niveau* et de la *fréquence* de l'activité physique sur la santé, on a défini quatre catégories d'activité physique :

- *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.
- *Légère* — dépense d'énergie faible (moins de 1,5 KKJ) durant une activité physique régulière.
- *Personne sédentaire* — activité physique irrégulière indépendamment de la dépense d'énergie.

La présente analyse porte principalement sur les différences d'état de santé entre les personnes qui s'adonnent régulièrement à des activités physiques entraînant une dépense d'énergie forte ou moyenne (activité intense et modérée) et celles qui sont moins actives (activité physique légère ou personne sédentaire).

régulièrement à des activités physiques. Les derniers 40 % d'entre eux ne faisaient qu'*irrégulièrement* des activités physiques.

Pour les besoins de la présente analyse, le niveau et la fréquence déclarés de l'activité physique durant les loisirs sont combinés en quatre catégories

d'activité physique, à savoir intense (niveau élevé/régulièrement), modérée (niveau moyen/régulièrement), légère (niveau faible/régulièrement) et personne sédentaire (activité physique irrégulière indépendamment de la dépense d'énergie). En 1994-1995, 18 % des personnes de 20 ans et plus se

Définitions

Les participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population se sont vu demander s'ils avaient souffert « d'un problème de santé de longue durée qui a persisté ou devrait persister six mois ou plus et qui a été diagnostiqué par un professionnel de la santé ». L'intervieweur a lu une liste de problèmes de santé sur laquelle figurait la *maladie cardiaque*. (Aux personnes qui ont demandé ce que signifiait l'expression « maladie cardiaque », on a précisé qu'elle englobait l'angine de poitrine, l'insuffisance cardiaque et les manifestations cardiaques de rhumatisme articulaire aigu [rhumatisme cardiaque]). L'*hypertension*, qui présente un intérêt pour la présente analyse, figurait aussi sur la liste des problèmes de santé.

Conformément à la méthode proposée par Kessler *et al.*²⁶, le questionnaire de l'ENSP comprend un sous-ensemble de questions du *Composite International Diagnostic Interview* pour déterminer si une personne a vécu un épisode dépressif majeur (EDM). Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif qui sont énumérés dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM III-R)*²⁷. Les réponses à ces questions ont été cotées en fonction d'une échelle, puis les cotes ont été transformées en probabilité estimative d'un épisode dépressif majeur. On a considéré que les personnes pour lesquelles la probabilité estimative était égale à 0,9 (autrement dit, celles pour lesquelles la certitude d'un diagnostic positif était de 90 %) avaient fait une dépression au cours des 12 derniers mois¹¹.

Le *niveau de scolarité* est ventilé en deux catégories : pas de diplôme d'études secondaires et diplôme d'études secondaires ou niveau plus élevé.

Trois groupes de *revenu du ménage* ont été définis en tenant compte à la fois du revenu du ménage et du nombre de personnes qui composent ce dernier. Voici ces trois groupes :

Groupe de revenu	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu du ménage
Inférieur	1 ou 2	Moins de 14 999 \$
	3 ou 4	Moins de 19 999 \$
	5 et plus	Moins de 29 999 \$
Moyen	1 ou 2	De 15 000 \$ à 59 999 \$
	3 ou 4	De 20 000 \$ à 79 999 \$
	5 et plus	De 30 000 \$ à 79 999 \$
Élevé	1 ou 2	60 000 \$ et plus
	3 ou 4	80 000 \$ et plus
	5 et plus	80 000 \$ et plus

Une réponse affirmative aux questions suivantes a été considérée comme indicative d'une *limitation des activités* : « À cause d'une incapacité physique ou mentale ou d'un problème de santé chronique, avez-vous été limité(e) d'une façon quelconque dans le genre ou dans le nombre d'activités que vous exercez à la maison? À l'école? Au travail? Dans d'autres activités comme les loisirs ou les déplacements entre la maison et le lieu de travail? » ou « Avez-vous une incapacité ou un handicap quelconque de longue durée? »

L'évaluation de l'*usage du tabac* s'est faite en posant les questions suivantes : 1) « Actuellement, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais? » et 2) « Avez-vous déjà fumé des cigarettes à un moment quelconque? ». Les personnes ayant répondu « tous les jours » à la question 1 font un usage *quotidien* du tabac, tandis que celles qui ont répondu « à l'occasion » sont dites des *fumeurs occasionnels*. Les *anciens* fumeurs sont ceux qui ont répondu « jamais » à la question 1 et « oui » à la question 2. Les personnes qui ont répondu « non » à la question 2 n'avaient *jamais* fait usage du tabac.

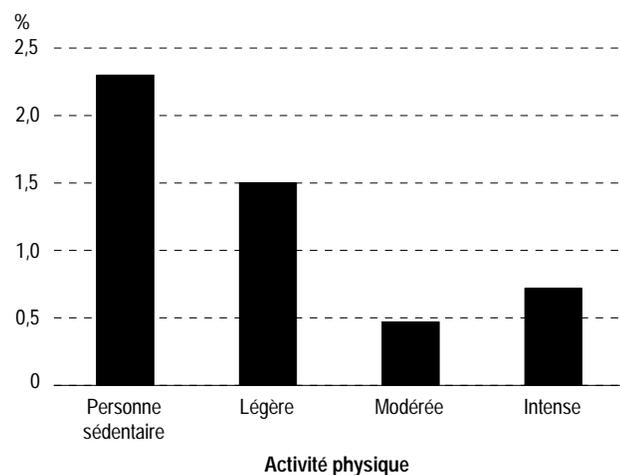
L'*indice de masse corporelle (IMC)*, calculé en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres, a été ventilé en deux catégories : *embonpoint* (IMC supérieur à 27) et *pas d'embonpoint* (IMC égal ou inférieur à 27)²⁸. Il convient d'interpréter avec prudence les résultats obtenus en appliquant l'IMC aux populations comptant des personnes de plus de 64 ans. En effet, l'IMC est moins fiable pour ce groupe à cause du rapetissement dû à l'âge^{29,30}.

livraient à une activité physique intense; 22 %, à une activité physique modérée; et 15 %, à une activité physique légère. Le plus important groupe (40 % de la population) était toutefois sédentaire (tableau B en annexe). Chez les personnes de 12 ans et plus, une proportion un peu plus forte (22 %) s'adonnaient à une activité physique intense, tandis qu'une plus proportion comparable (40 %) étaient sédentaires. Cela témoigne de l'augmentation de la dépense énergétique en plus bas âge.

Incidence de la maladie cardiaque

L'incidence sur deux ans, corrigée pour l'âge, de la maladie cardiaque diminue quand l'activité physique augmente. Celle-ci passe en effet de 2,3 % chez les personnes qui sont sédentaires durant leurs loisirs à moins de 1 % chez celles dont l'activité est modérée ou intense (graphique 1, tableau B en annexe). L'incidence de la maladie cardiaque varie aussi selon l'âge, le niveau de scolarité, le revenu du ménage, la limitation des activités, l'usage du tabac, la présence de problèmes d'hypertension et l'indice de masse corporelle^{10,31,32}. Pourtant, même en tenant compte de l'effet de ces facteurs de risque, la cote exprimant le risque de l'incidence sur deux ans de la maladie cardiaque était plus élevée chez les personnes moins

Graphique 1
Incidence sur deux ans, corrigée pour l'âge, de la maladie cardiaque, selon la catégorie d'activité physique durant les loisirs, population à domicile de 20 ans et plus, Canada, territoires non compris, de 1994-1995 à 1996-1997



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 et 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

actives (tableau 1). La cote corrigée exprimant le risque d'avoir une maladie cardiaque est nettement plus élevée pour les personnes dont l'activité physique est légère ou pour celles qui sont sédentaires (3,7 et 5,0, respectivement) qu'elle ne l'est pour celles dont l'activité physique est modérée. La cote est également un peu plus élevée pour les personnes dont l'activité physique est intense que

Tableau 1
Rapports corrigés de cotes pour l'incidence sur deux ans de la maladie cardiaque, membres de la population à domicile de 20 ans et plus en bonne santé et non cardiaques en 1994-1995, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, de 1994-1995 à 1996-1997

Caractéristiques en 1994-1995	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Activité physique durant les loisirs		
Intense	1,3	0,41 - 3,89
Modérée†	1,0	...
Légère	3,7*	1,26 - 10,67
Personne sédentaire	5,0*	1,84 - 13,59
Groupe d'âge		
20 à 44 ans†	1,0	...
45 à 64 ans	2,1	0,72 - 6,11
65 ans et plus	12,6*	5,08 - 31,44
Sexe		
Hommes†	1,0	...
Femmes	0,7	0,35 - 1,42
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,0	...
Diplôme d'études secondaires ou niveau plus élevé	0,8	0,37 - 1,75
Groupe de revenu du ménage		
Inférieur†	1,0	...
Moyen	1,4	0,52 - 3,71
Supérieur	3,2	0,72 - 14,51
Limitation des activités		
Oui	3,1	0,96 - 9,91
Non†	1,0	...
Usage du tabac		
Quotidien	2,1	0,88 - 5,10
Occasionnel/ancien fumeur	0,9	0,40 - 2,01
Jamais†	1,0	...
Hypertension		
Oui	0,5	0,13 - 1,77
Non†	1,0	...
Indice de masse corporelle (IMC)		
Embonpoint (IMC >27)	1,7	0,67 - 4,48
Pas d'embonpoint (IMC ≤ 27)†	1,0	...

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 et 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

† Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0.

* $p < 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

pour celles dont l'activité physique est modérée, mais l'écart n'est pas statistiquement significatif. Ainsi, l'exercice physique régulier – et au moins modéré – serait vraisemblablement salutaire pour le cœur. De même, la pratique plus régulière d'activités physiques, même si la dépense énergétique est modérée, pourrait peut-être avoir un certain effet préventif contre la maladie cardiaque. Mis à part l'importance de l'activité physique, la cote exprimant le risque d'être cardiaque est plus élevée pour le groupe des 65 ans et plus que pour celui des 20 à 44 ans.

Limites

Les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) posent les problèmes inhérents à l'autodéclaration. Plus précisément, aucune source indépendante n'a confirmé les dires des personnes qui ont déclaré qu'on avait diagnostiqué chez elles une maladie cardiaque ou d'autres problèmes de santé.

Toute étude de l'incidence de la maladie cardiaque devrait idéalement tenir compte de l'effet de facteurs confusionnels éventuels, comme le régime alimentaire et le taux de cholestérol, mais ces renseignements ne sont pas recueillis dans le cadre de l'ENSP^{3,4,33-35}. De telles études devraient aussi tenir compte de l'effet du diabète^{3,6,25,36}. Malheureusement, le nombre de diabétiques qui ont déclaré que leur santé était excellente ou très bonne en 1994-1995 était trop faible pour qu'on puisse produire des estimations fiables de l'incidence de la maladie cardiaque chez ces personnes en 1996-1997.

De plus, toute étude de la dépression devrait exclure les personnes qui ont souffert de dépression chronique ou récurrente avant la tenue du premier cycle de l'ENSP²⁰. Cependant, aucun renseignement à cet égard n'est disponible.

L'étude du lien temporel entre la variation de l'activité physique et l'incidence de la maladie cardiaque ou de la dépression devrait se faire, de préférence, sur une période plus longue^{5,6}; seuls les futurs cycles de l'enquête fourniront les données longitudinales supplémentaires nécessaires à cet égard.

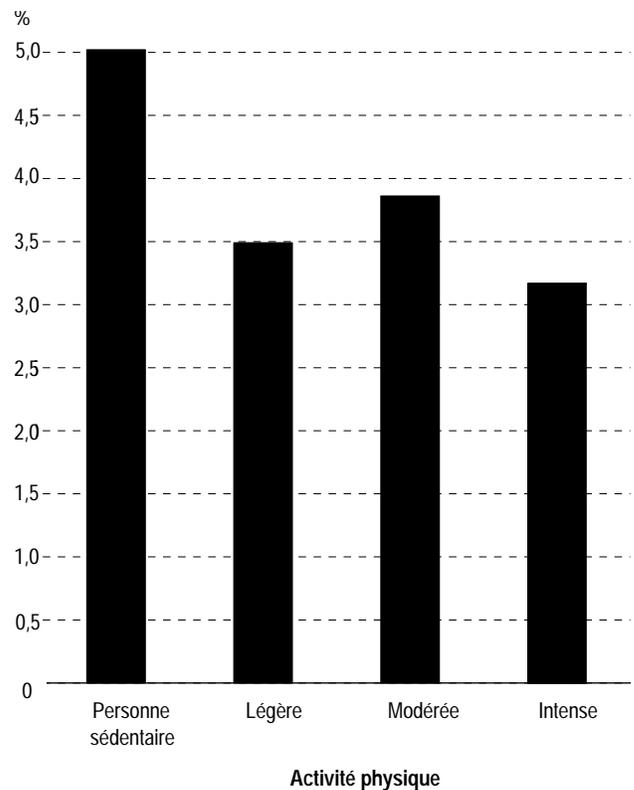
Mesurer la dépense totale d'énergie plutôt que celle liée aux loisirs serait préférable puisque certaines personnes dépensent une quantité considérable d'énergie en dehors de leurs loisirs (au travail ou en accomplissant des tâches ménagères, par exemple)³⁷. L'évaluation directe de la condition physique produirait aussi des résultats plus précis et plus fiables que la mesure de l'activité physique fondée sur des renseignements autodéclarés. D'aucuns soutiennent que les erreurs éventuelles de mesure auraient tendance à réduire la force du lien entre l'activité physique et l'état de santé^{3,37}.

Incidence de la dépression

L'incidence sur deux ans, corrigée pour l'âge, de la dépression diffère surtout pour les trois groupes qui s'adonnent régulièrement à des activités physiques, indépendamment du niveau de ces activités (environ 3 %), d'une part, et pour le groupe ne faisant pas régulièrement d'exercice physique (5 %), d'autre part (graphique 2). Comme l'incidence de la dépression varie selon l'âge, le niveau de scolarité, le revenu du ménage et la limitation des activités (tableau B en annexe)^{6,11,36,38}, l'étude des effets de l'activité physique sur la dépression doit tenir compte de ces facteurs de risque.

Si on garde ces facteurs de risque constants, la cote exprimant le risque de vivre un épisode dépressif est plus élevée pour les personnes qui

Graphique 2
Incidence sur deux ans, corrigée pour l'âge, de la dépression, selon la catégorie d'activité physique durant les loisirs, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, de 1994-1995 à 1996-1997



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 et 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

demeurent sédentaires durant leurs loisirs qu'elle ne l'est pour celles qui s'adonnent à une activité physique modérée (tableau 2). Par contre, l'écart entre l'incidence de la dépression chez les personnes dont l'activité physique est intense et celles dont l'activité physique est modérée n'est pas statistiquement significatif. Par conséquent, même une activité physique modérée, mais régulière, pourrait contribuer à prévenir et à traiter la dépression. Outre l'activité physique, l'âge et la limitation des activités sont des variables qui ont un lien avec la dépression. La cote exprimant le risque d'avoir vécu un épisode dépressif l'année précédente

est plus élevée pour les personnes jeunes (de 12 à 19 ans) ou pour celles présentant une limitation des activités.

Bienfaits d'une activité physique modérée

L'activité physique a vraisemblablement de multiples effets physiologiques et métaboliques salutaires pour le cœur comme semblent l'indiquer de plus en plus d'études. Elle aurait aussi des effets favorables en ce qui concerne l'artériosclérose, la courbe des lipides et des lipoprotéines plasmatiques, la pression artérielle, l'apport de sang oxygéné au muscle cardiaque (ischémie), la coagulation du sang (thrombose) et la perturbation du rythme cardiaque (arythmie)³. L'activité physique peut aussi atténuer les facteurs posant un risque de maladie cardiaque, comme l'embonpoint, la répartition du tissu adipeux et la manifestation du diabète non insulino-dépendant, ainsi que la prévalence de l'usage du tabac^{3,6,25,36}.

L'activité physique comme moyen de prévenir la dépression a des effets à maints égards. Selon certains auteurs, l'exercice provoque une variation de la concentration des monoamines (norépinéphrine, dopamine ou sérotonine) ou des opiacés endogènes (endorphines et enképhalines) dans les neurorécepteurs cérébraux qui pourrait avoir un effet favorable sur l'humeur³. L'exercice physique s'assortit en outre d'avantages psychologiques; il peut permettre de tisser des liens ou jouer un rôle de soutien social, donner un sentiment accru d'efficacité et de maîtrise de soi, et soulager les tensions de la vie quotidienne³.

Si, dans l'ensemble, l'activité physique intense ou modérée a un effet préventif contre la maladie cardiaque ou la dépression, l'exercice physique vigoureux pose certains risques, dont les blessures de l'appareil musculosquelettique ou les accidents cardiaques aigus soudains. Néanmoins, les personnes qui se livrent à une activité physique modérée courent sans doute un moindre risque de blessure que celles qui font un exercice physique vigoureux. Bien qu'il soit conseillé aux personnes cardiaques et aux personnes âgées qui présentent plusieurs facteurs de risque de problème

Tableau 2

Rapports corrigés de cotes pour l'incidence sur deux ans de la dépression, membres de la population à domicile de 12 ans et plus en bonne santé et non déprimés en 1994-1995, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, de 1994-1995 à 1996-1997

Caractéristiques en 1994-1995	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Activité physique durant les loisirs		
Intense	1,0	0,60 - 1,56
Modérée†	1,0	...
Légère	1,1	0,60 - 1,77
Personne sédentaire	1,6*	1,03 - 2,48
Groupe d'âge		
12 à 19 ans†	1,0	...
20 à 44 ans	0,6*	0,35 - 0,87
45 à 64 ans	0,4*	0,24 - 0,61
65 ans et plus	0,5*	0,29 - 0,91
Sexe		
Hommes†	1,0	...
Femmes	1,3	0,95 - 1,82
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,0	...
Diplôme d'études secondaires ou niveau plus élevé	0,8	0,56 - 1,18
Groupe de revenu du ménage		
Inférieur†	1,0	...
Moyen	0,7	0,46 - 1,15
Supérieur	1,1	0,61 - 2,04
Limitation des activités		
Oui	2,3*	1,35 - 4,04
Non†	1,0	...

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 et 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

† Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0.

* $p < 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

cardiovasculaire de consulter un médecin avant d'entreprendre un programme d'exercice vigoureux^{3,39,40}, la participation à des activités physiques modérées semble être un moyen non dangereux d'améliorer son état de santé.

Conclusion

L'Enquête nationale sur la santé de la population est à l'origine de la présente analyse prospective de l'incidence de la maladie cardiaque et de la dépression. L'analyse permet de voir comment agissent les liens entre l'activité physique et la santé au cours des deux années comprises entre les deux premiers cycles de l'enquête, soit 1994-1995 et 1996-1997. Les résultats indiquent que l'activité physique a sur la santé cardiaque et mentale des effets bénéfiques indépendants de nombreux autres facteurs de risque. Les liens observés sont en accord avec les résultats d'études antérieures et témoignent de l'existence d'une séquence temporelle; autrement dit, la situation en regard de l'activité physique précède la manifestation de la maladie cardiaque ou de la dépression^{3,9,12,14}. Néanmoins, on n'a pu établir aucun rapport de cause à effet. La maladie cardiaque et la dépression sont des maladies dont l'origine est complexe qui évoluent ordinairement sur une longue période. Par conséquent, les résultats d'un suivi de deux ans pourraient être entachés d'un biais de sélection non décelé. En outre, l'absence de renseignements sur le niveau et sur la durée de l'activité physique antérieure des sujets peut biaiser l'effet observé de l'activité physique sur la santé.

L'analyse révèle toutefois un lien entre l'activité physique régulière, au moins modérée, et la diminution de la cote exprimant le risque de maladie cardiaque ou de dépression. Elle souligne aussi l'importance d'encourager un plus grand nombre de personnes à intégrer un programme d'exercice physique modéré à leur mode de vie^{2,14,17}.

Malgré de nombreuses années consacrées à la promotion de la santé, environ 4 Canadiens adultes sur 10 sont sédentaires durant leurs loisirs. Selon certaines études, ces personnes auraient jugé irréaliste l'accent mis antérieurement sur l'exercice vigoureux^{2,3,12,38}. Beaucoup de personnes inactives auraient donc ainsi été découragées de se livrer à

des activités physiques. Cependant, les résultats de la présente analyse s'ajoutent à ceux qui montraient déjà auparavant que l'activité physique modérée, mais régulière, a des effets salutaires.●

Références

1. Statistique Canada, *Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997* (n° 82-567 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1998.
2. Santé Canada et Société canadienne de physiologie de l'exercice, *Handbook for Canada's Physical Activity Guide to Healthy Active Living* (Santé Canada, n° H39-429-1998-2F au catalogue), Ottawa, Santé Canada, 1998.
3. U.S. Department of Health and Human Services, *Physical Activity and Health: A Report of the Surgeon General* (n° S/N 017-023-00196-5 au catalogue), Pittsburgh, Pennsylvanie, Superintendent of Documents, 1996, p. 1-278.
4. J.A. Berlin et G.A. Colditz, « A meta-analysis of physical activity in the prevention of coronary heart disease », *American Journal of Epidemiology*, 132(4), 1990, p. 612-628.
5. S.N. Blair, « Physical activity, fitness and coronary heart disease », publié sous la direction de C. Bouchard, R.J. Shephard, T. Stephens *et al.*, *Physical activity, fitness and health: Champaign, Illinois, Human Kinetics Publishers, 1994*, p. 579-589.
6. T.C. Camacho, R.E. Roberts, N.B. Lazarus *et al.*, « Physical activity and depression: Evidence from the Alameda County Study », *American Journal of Epidemiology*, 1991, 134(2), p. 220-231.
7. R.E. LaPorte, L.L. Adams, D.D. Savage *et al.*, « Review and commentary: The spectrum of physical activity, cardiovascular disease and health: An epidemiological perspective », *American Journal of Epidemiology*, 120(4), 1984, p. 507-517.
8. W. Morgan, « Physical activity, fitness and depression », publié sous la direction de C. Bouchard, R.J. Shephard, T. Stephens *et al.*, *Physical activity, fitness and health*, Champaign, Illinois, Human Kinetics Publishers, 1994, p. 851-881.
9. K.E. Powell, P.D. Thompson, C.J. Caspersen *et al.*, « Physical activity and the incidence of coronary heart disease », *Annual Review of Public Health*, 8, 1987, p. 253-287.
10. Fondation des maladies du cœur du Canada, *Heart disease and stroke in Canada*, Ottawa, Fondation des maladies du cœur du Canada, 1997.
11. M.P. Beaudet, « Dépression », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 11-25 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
12. S.N. Blair, H.W. Kohl, N.F. Gordon *et al.*, « How much physical activity is good for health? », *Annual Review of Public Health*, 13, 1992, p. 99-126.
13. J.J. Duncan, N.F. Gordon et C.B. Scott, « Women walking for health and fitness. How much is enough? », *Journal of the American Medical Association*, 266(23), 1991, p. 3295-3299.

14. R.R. Pate, M. Pratt, S.N. Blair *et al.*, « Physical activity and public health: A recommendation from the Centers for Disease Control and Prevention and the American College of Sports Medicine », *Journal of the American Medical Association*, 273(5), 1995, p. 402-407.
15. J.M. Rippe, A. Ward, J.P. Porcari *et al.*, « Walking for health and fitness », *Journal of the American Medical Association*, 259(18), 1988, p. 2720-2724.
16. M. Pratt, « Benefits of lifestyle activity vs structured exercise » (éditorial), *Journal of the American Medical Association*, 281(4), 1988, p. 375-376.
17. A.L. Dunn, B.H. Marcus, J.B. Kampert *et al.*, « Comparison of lifestyle and structured interventions to increase physical activity and cardiorespiratory fitness: A randomized trial », *Journal of the American Medical Association*, 281(4), 1999, p. 327-334.
18. 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).
19. 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).
20. R.M. Glass, « Treating depression as a recurrent or chronic disease », *Journal of the American Medical Association*, 281(1), 1999, p. 83-84.
21. W. Yung, « Variance estimation for public use microdata files », *Symposium on new directions in surveys and census*, Ottawa, Statistique Canada, 1997.
22. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
23. K.F. Rust, et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
24. Statistique Canada, Annexe F : Variables dérivées, dans *Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995, Fichiers de microdonnées à grande diffusion* (n° 82F0001XCB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995, p. 17-20.
25. T. Stephens, C.L. Craig, et B.F. Ferris, « Adult physical activity in Canada: Findings from the Canada Fitness Survey I », *Revue canadienne de santé publique*, 77(4), 1986, p. 285-290.
26. R.C. Kessler, K.A. McGonagle, S. Zhao *et al.*, « Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States: Results from the National Comorbidity Survey », *Archives of General Psychiatry*, 51(1), 1994, p. 8-19.
27. American Psychiatric Association, *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*, 3^e édition révisée, Washington, D.C., American Psychiatric Association, 1987.
28. Santé et bien-être Canada, Expert Group convened by Health Promotion Directorate, Health Services and Promotion Branch, *Canadian Guidelines for Healthy Weights*, Ottawa, Santé et bien-être Canada, 1988.
29. WHO Expert Committee, *Physical Status: The Use of and Interpretation of Anthropometry* (WHO Technical Report Series, n° 854) Genève, Organisation mondiale de la santé, 1997.
30. G. Boström et F. Diderichsen, « Socioeconomic differentials in misclassification of height, weight and body mass index based on questionnaire data », *International Journal of Epidemiology*, 26(4), 1997, p. 860-866.
31. F.J. Nieto, « Cardiovascular disease and risk factor epidemiology: a look back at the epidemic of the 20th century », *American Journal of Public Health* 89(3), 1999, p. 292-293.
32. Canadian Heart Health Surveys Research Group, « Obesity: a risk factor for cardiovascular disease », *Revue canadienne de santé publique*, 1997, 157 (Supplément).
33. N. Haapanen, S. Miilunpalo, I. Vuori *et al.*, « Association of leisure time physical activity with the risk of coronary heart disease, hypertension and diabetes in middle-aged men and women », *International Journal of Epidemiology*, 26(4), 1997, p. 739-747.
34. A.S. Leon, J. Connett, D.R. Jacobs *et al.*, « Leisure-time physical activity levels and risk of coronary heart disease and death: the multiple risk factor intervention trial », *Journal of the American Medical Association*, 258(17), 1987, p. 2388-2395.
35. E.J. Simoes, T. Byers, R.J. Coates *et al.*, « The association between leisure-time physical activity and dietary fat in American adults », *American Journal of Public Health*, 85(2), 1995, p. 240-244.
36. M.E. Farmer, B.Z. Locke, E.K. Moscicki *et al.*, « Physical activity and depressive symptoms: The NHANES UTLI epidemiologic follow-up study », *American Journal of Epidemiology*, 128(6), 1988, p. 1340-1351.
37. I. Weller et P. Corey, « The impact of excluding non-leisure energy expenditure on the relation between physical activity and mortality in women », *Epidemiology*, 9(6), 1998, p. 632-635.
38. T. Stephens, « Physical activity and mental health in the United States and Canada: evidence from four population surveys », *Preventive Medicine*, 17, 1988, p. 35-47.
39. NIH Consensus Development Panel on Physical Activity and Cardiovascular Health. Physical activity and cardiovascular health, *Journal of the American Medical Association*, 276(3), 1996, p. 241-246.
40. S.G. Wannamethee, A.G. Shaper et M. Walker, « Changes in physical activity, mortality, and incidence of coronary heart disease in older men », *Lancet*, 351(9116), 1998, p. 1603-1608.

Annexe

Tableau A
Niveau et fréquence de l'activité physique durant les loisirs en 1994-1995, Canada, territoires non compris

Niveau d'activité	Population totale		Fréquence de l'activité			
			Régulière (au moins 12 fois par mois)		Irrégulière (moins de 12 fois par mois)	
	en milliers	%	en milliers	%	en milliers	%
Population à domicile de 20 ans et plus[†]	11 841	100,0	6 877	100,0	4 963	100,0
Élevé	2 255	19,0	2 255	32,8	0	0,0
Moyen	2 803	23,7	2 753	40,0	50	1,0
Faible	6 782	57,3	1 869	27,2	4 913	99,0
Population à domicile de 12 ans et plus[‡]	13 574	100,0	8 210	100,0	5 364	100,0
Élevé	3 031	22,3	3 030	36,9	1	0,0
Moyen	3 230	23,8	3 131	38,1	99	1,8
Faible	7 314	53,9	2 049	25,0	5 265	98,1

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 et 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

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

[†] Personnes qui ont déclaré que leur santé était excellente ou très bonne et qui ne souffraient pas d'une maladie cardiaque en 1994-1995.

[‡] Personnes qui ont déclaré que leur santé était excellente ou très bonne et qui ne souffraient pas de dépression en 1994-1995.

Tableau B

Incidence sur deux ans, non corrigée, de la maladie cardiaque ou de la dépression, membres de la population à domicile en bonne santé et ne souffrant pas de maladie cardiaque ou de dépression en 1994-1995, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, de 1994-1995 à 1996-1997

Caractéristiques en 1994-1995	Maladie cardiaque(personnes de 20 ans et plus)			Dépression (personnes de 12 ans et plus)		
	Total		Incidence sur deux ans %	Total		Incidence sur deux ans %
	Taille de l'échantillon	Population (en milliers)		Taille de l'échantillon	Population (en milliers)	
Total	7 158	12 456	1,4	7 593	13 578	4,1
Activité physique durant les loisirs†						
Intense	1 309	2 255	0,7	1 622	3 030	3,6
Modérée	1 616	2 753	0,5	1 778	3 131	3,8
Légère	1 131	1 869	1,6	1 189	2 049	3,4
Personne sédentaire	2 822	4 963	2,2	3 002	5 364	4,8
Données non disponibles	280	616	1,2	2	4	0,0
Groupe d'âge						
12 à 19 ans	887	2 061	6,9
20 à 44 ans	4 386	8 011	0,6	4 021	7 321	3,8
45 à 64 ans	1 876	3 286	1,8	1 773	3 056	2,8
65 ans et plus	896	1 159	5,9	912	1 139	4,1
Sexe						
Hommes	3 298	6 314	1,7	3 505	6 858	3,5
Femmes	3 860	6 142	1,1	4 088	6 720	4,7
Niveau de scolarité						
Pas de diplôme d'études secondaires	1 456	2 173	2,7	2 069	3 662	5,5
Diplôme d'études secondaires ou niveau plus élevé	5 693	10 266	1,2	5 515	9 900	3,6
Données non disponibles	9	18	0,0	9	16	0,0
Groupe de revenu du ménage						
Inférieur	1 134	1 550	1,3	1 254	1 787	5,2
Moyen	4 680	7 953	1,3	4 933	8 589	3,5
Supérieur	1 071	2 357	2,2	1 110	2 542	4,9
Données non disponibles	273	596	0,8	296	660	4,6
Limitation des activités						
Oui	749	1 241	3,7	785	1 292	7,9
Non	6 408	11 214	1,2	6 806	12 281	3,7
Données non disponibles	1	1	0,0	2	5	0,0
Usage du tabac						
Quotidien	1 744	2 846	2,0
Occasionnel/ancien fumeur	2 565	4 386	1,3
Jamais	2 847	5 218	1,2
Données non disponibles	2	8	0,0
Hypertension						
Oui	447	611	2,1
Non	6 711	11 846	1,4
Indice de masse corporelle (IMC)						
Embonpoint (IMC > 27)	1 949	3 207	2,2
Pas d'embonpoint (IMC ≤ 27)	5 036	8 965	1,1
Données non disponibles	173	284	2,0

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 et 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

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

† Puisque les chiffres ne sont pas corrigés en fonction de l'âge, les taux relatifs à l'incidence sur deux ans diffèrent légèrement de ceux présentés dans les graphiques 1 et 2.

... N'ayant pas lieu de figurer

L'indice de masse corporelle et la santé

Jason Gilmore

Résumé

Objectifs

Le présent article traite de la prévalence des quatre catégories internationales de poids définies d'après l'indice de masse corporelle (IMC) — poids insuffisant (IMC de 18,5 ou moins), poids normal (IMC variant de 18,6 à 24,9), surpoids ou embonpoint (IMC variant de 25 à 29,9) et obésité (IMC de 30 ou plus) — en fonction de certaines caractéristiques sociodémographiques et habitudes de vie. On y examine aussi l'association entre l'IMC et divers problèmes de santé.

Source des données

Les données sont tirées de la composante des ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997 réalisée par Statistique Canada. Les résultats se fondent sur les renseignements fournis par un échantillon de 50 347 personnes de 20 à 64 ans.

Techniques d'analyse

On a calculé la prévalence estimative des catégories de poids selon l'IMC. En outre, l'analyse multidimensionnelle a permis de déterminer, pour diverses catégories d'usage du tabac, les liens entre l'IMC et certains problèmes de santé, en tenant compte des effets de l'âge et du sexe.

Principaux résultats

En 1996-1997, environ la moitié des Canadiens avaient un poids normal, 34 % faisaient de l'embonpoint, 12 % étaient obèses et 2 % présentaient une insuffisance pondérale. L'embonpoint et l'obésité sont associés à l'asthme, à l'arthrite, aux maux de dos, à l'hypertension, au diabète et aux troubles thyroïdiens, mais le lien varie selon la catégorie d'usage du tabac. La cote exprimant le risque de souffrir d'un cancer, de troubles intestinaux, d'un ulcère ou d'une migraine est plus élevée pour les fumeurs dont le poids est insuffisant que pour les autres personnes.

Mots-clés

Poids corporel, obésité, maigreur, facteurs de risque, usage du tabac.

Auteur

Jason Gilmore (613) 951-7118, gilmjas@statcan.ca travaille à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

On établit généralement un lien entre le poids et la santé d'une personne. Plusieurs études ont à cet égard fait un parallèle entre le surpoids et certains problèmes de santé comme la maladie cardiaque, le diabète de type II, l'hypertension et l'accident cérébrovasculaire¹⁻⁶. À l'inverse, être trop maigre peut aussi nuire à la santé. Aussi d'autres chercheurs ont-ils étudié la prévalence de l'insuffisance pondérale, généralement chez la femme, et son lien avec les troubles de l'alimentation⁷. Peu d'études ont cependant comparé l'état de santé des personnes dont le poids est insuffisant ou de celles qui font de l'embonpoint à celui des personnes de poids « normal ». Certaines données exclusives à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) permettent toutefois d'effectuer ce genre de comparaison.

Le calcul de l'indice de masse corporelle (IMC), qui établit le lien entre le poids et la taille, est la méthode utilisée le plus couramment pour déterminer si le poids d'une personne tombe dans une fourchette saine (voir *Indice de masse corporelle*). À l'aide des données de l'ENSP de 1996-1997 (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*), la présente analyse décrit les caractéristiques sociodémographiques et

Méthodologie

Source des données

Le présent article repose sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'enquête permet de recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada^{8,9}. Elle couvre les membres des ménages de l'ensemble des provinces et territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP compte une composante transversale ainsi qu'une composante longitudinale. Les personnes qui font partie du panel longitudinal seront suivies pendant une période allant jusqu'à 20 ans.

L'analyse de l'indice de masse corporelle (IMC) présentée ici se fonde sur les données transversales du 2^e cycle de l'ENSP réalisé en 1996-1997. Les données analysées sont celles sur la population à domicile des 10 provinces.

L'échantillon transversal de 1996-1997 comprend les membres du panel longitudinal ainsi que les personnes sélectionnées dans les échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage additionnelles) parrainés par trois provinces. Les données sur les personnes formant les échantillons supplémentaires, qui ont été sélectionnées par composition aléatoire (CA), sont incluses uniquement pour les besoins de l'analyse transversale.

Les données individuelles sont classées dans deux fichiers, à savoir le Fichier général et le Fichier santé. Le Fichier général rassemble, pour tous les membres des ménages participants, des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé. En outre, une personne a été sélectionnée au hasard dans chaque ménage participant pour fournir des renseignements détaillés sur sa santé. Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé, ainsi que les données du Fichier général pour les personnes qui ont été choisies au hasard.

Dans chaque ménage formant la composante transversale supplémentaire, une personne bien informée a donné pour chaque membre du ménage des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé. Ces renseignements ont été regroupés dans le Fichier général. En outre, dans chacun de ces ménages, une personne, qui n'était pas nécessairement la personne bien informée susmentionnée, a été choisie de façon aléatoire pour fournir des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé.

Dans chaque ménage formant la composante longitudinale, la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé était celle qui avait été sélectionnée au hasard à l'occasion du 1^{er} cycle (1994-1995) et, en général, celle qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général au moment du 2^e cycle.

En 1996-1997, un total de 81 804 personnes ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé pour le Fichier santé. Les taux de

réponse transversaux pour le Fichier santé sont de 93,1 % pour le panel longitudinal et de 75,8 % pour l'échantillon sélectionné par CA, ce qui donne un taux de réponse global de 79,0 %.

La présente analyse porte sur les adultes de 20 à 64 ans. Les personnes plus jeunes et plus âgées, ainsi que les femmes enceintes, ont été exclues parce que leur poids et/ou leur taille change et que cela pourrait fausser le calcul de l'IMC. Le fichier transversal utilisé pour calculer l'IMC correspond à un échantillon de 50 347 personnes de 20 à 64 ans représentant environ 17,7 millions de personnes.

Techniques d'analyse

La prévalence de l'insuffisance pondérale, du poids normal, de l'embonpoint et de l'obésité a été estimée en fonction de diverses caractéristiques. Les données croisées selon le niveau de scolarité, le revenu du ménage, le lieu de naissance, la consommation d'alcool, l'usage du tabac et l'activité physique durant les loisirs ont été corrigées pour l'âge en prenant pour référence la population du Canada de 1996-1997, hommes et femmes confondus. Toutes les estimations ont été pondérées de façon à ce qu'elles soient représentatives de la population au moment de l'enquête. Des tests de signification ont été faits sur les pourcentages non corrigés. Les valeurs critiques ont été corrigées pour tenir compte des comparaisons multiples.

Il existe un lien entre la valeur de l'IMC et divers problèmes de santé. À cet égard, la régression logistique a permis d'estimer les cotes exprimant le risque d'observer divers problèmes de santé chez les personnes trop maigres, chez celles faisant de l'embonpoint et chez les obèses. Pour chaque catégorie d'IMC, des régressions distinctes ont été faites pour les fumeurs, les anciens fumeurs et les personnes n'ayant jamais fumé. L'âge et le sexe des personnes interrogées sont des variables indépendantes supplémentaires. Chacune de ces analyses a été menée en considérant comme groupe de référence les personnes de poids normal selon la catégorie d'usage du tabac. D'autres régressions logistiques ont permis d'estimer les cotes exprimant le risque que les personnes qui sont obèses manifestent divers problèmes de santé quand on les compare aux personnes qui font de l'embonpoint. Les personnes pour lesquelles des renseignements manquaient à l'égard d'une ou de plusieurs variables ont été exclues de l'analyse.

Les poids d'échantillonnage sont les poids qui ont été appliqués pour toutes les analyses.

Les coefficients de variation des totaux et des taux ont été calculés par une méthode de rééchantillonnage *bootstrap* pondérée^{10,11}. Cette méthode a également servi à vérifier la signification des écarts entre les taux et à estimer les écarts-types entrant dans le calcul des intervalles de confiance des rapports de cotes. Les écarts observés au niveau de signification de 0,05 ont été considérés comme étant significatifs.

les habitudes de vie des Canadiens adultes (de 20 à 64 ans) en tenant compte de la classification du poids selon l'IMC, laquelle est reconnue à l'échelle internationale. L'analyse permet aussi d'examiner le lien entre divers états de santé et les trois catégories inacceptables de poids selon l'IMC, à savoir

Indice de masse corporelle

L'indice de masse corporelle (IMC) se calcule en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Par exemple, pour calculer l'IMC d'une personne qui mesure 5 pieds et 8 pouces et qui pèse 160 livres, il faut d'abord convertir la taille en mètres ($68 \text{ pouces} \times 2,54 = 172,7 \text{ centimètres}$ ou $1,727 \text{ mètre}$) et le poids en kilogrammes ($160 \text{ livres} \times 0,454 = 72,6 \text{ kilogrammes}$). L'IMC de cette personne est égal à 24,4, résultat que l'on obtient en divisant le poids (72,6 kilogrammes) par le carré de la taille exprimée en mètres ($1,727 \times 1,727 = 2,98$).

Les catégories d'IMC utilisées dans la présente analyse sont : 18,5 ou moins (poids insuffisant), de 18,6 à 24,9 (poids normal), de 25,0 à 29,9 (surpoids/embonpoint) et 30,0 ou plus (obésité). Ces catégories sont approuvées par l'Organisation mondiale de la santé^{12,13} et par le *National Institute of Health* des États-Unis. Cette classification diffère de la classification canadienne type, à savoir moins de 20,0 (poids insuffisant), de 20,0 à 24,9 (poids normal), de 25,0 à 27,0 (léger surpoids) et plus de 27,0 (poids excessif)¹⁴. La norme internationale est ici privilégiée afin que les résultats obtenus pour le Canada soient comparables à ceux observés pour d'autres pays. Le calcul de l'IMC a été fait à l'égard des personnes de 20 à 64 ans (sauf les femmes enceintes).

En 1996-1997, la taille moyenne des Canadiennes de 20 à 64 ans était de 1,63 mètre (5 pieds et 4 pouces) et leur poids moyen était de 65,8 kilogrammes (145 livres). En moyenne, les hommes mesuraient 1,78 mètre (5 pieds et 10 pouces) et pesaient 83,2 kilogrammes (183 livres)¹. Par conséquent, en appliquant la formule, l'IMC de la femme était, en moyenne, de 24,8 (poids normal) et celui de l'homme, en moyenne, de 26,3 (surpoids/embonpoint).

Si la taille varie peu selon le groupe d'âge, le poids a, quant à lui, tendance à augmenter avec l'âge. Chez la femme, le poids moyen augmente pour passer de 62,2 kilogrammes (137 livres) pour le groupe des 20 à 24 ans à 68,9 kilogrammes (152 livres) pour celui des 55 à 64 ans. Chez l'homme, le poids moyen le plus faible s'observe pour le groupe des 20 à 24 ans (79,5 kilogrammes ou 175 livres), et le plus élevé pour le groupe des 45 à 54 ans (84,6 kilogrammes ou 187 livres).

l'insuffisance pondérale, le surpoids (embonpoint) et l'obésité. Comme l'usage du tabac a un effet sur le poids corporel et qu'il représente un facteur de risque en regard de nombreux problèmes de santé¹⁵, l'analyse tient aussi compte de l'effet de cette variable. Tandis que la plupart des études visant à établir le lien entre l'IMC et la santé se concentrent sur des maladies particulières, le présent article se fonde sur un ensemble plus général d'indicateurs de la santé, qui regroupe 13 problèmes de santé chroniques, la limitation des activités, les blessures dues à des mouvements répétitifs, la dépression et l'autoévaluation de l'état de santé.

Une personne sur huit est obèse

En 1996-1997, le poids de presque la moitié (48 %) des Canadiens de 20 à 64 ans se situait dans la fourchette appropriée compte tenu de leur taille (tableau 1). En outre, 34 % faisaient de l'embonpoint et 12 %, soit environ 2,1 millions de personnes, étaient obèses. Or, selon certaines études, les calculs qui s'appuient sur des valeurs autodéclarées de la taille et du poids produisent une sous-estimation de l'obésité de l'ordre de 10 %²; par conséquent, 2,3 millions seraient une estimation plus exacte du nombre d'adultes obèses.

Selon les données recueillies par l'Organisation de coopération et de développement économiques, l'année où s'est tenue l'enquête, le taux d'obésité était plus élevé au Canada qu'au Pays-Bas (7 %), en France (8 %) ou en Australie (9 %)¹⁶. Cependant, le taux observé au Canada était nettement inférieur à celui enregistré en Angleterre (16 %)¹² et aux États-Unis (23 %).

L'insuffisance pondérale est assez peu courante. Seulement 2 % des Canadiens adultes, soit environ 400 000 personnes, entrent dans cette catégorie.

Variation de l'IMC selon l'âge et le sexe

Les femmes sont nettement plus susceptibles que les hommes d'avoir un poids normal ou insuffisant, tandis que la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité est beaucoup plus forte chez les hommes. Ces tendances rappellent les résultats de nombreuses études antérieures^{3,13,17,18}, même si la masse musculaire et osseuse plus importante de l'homme explique en partie cet écart.

Tableau 1

Répartition en pourcentage des catégories d'indice de masse corporelle, population de 20 à 64 ans, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Population en milliers	Poids insuffisant	Poids normal	Embonpoint %	Obésité	Non déclaré
Total, 20 à 64 ans	17 702	2	48	34	12	3
Âge et sexe						
Hommes	8 955	1	40	44	13	1
Femmes	8 748	4	56	24	11	5
20 à 24 ans	1 837	5	65	22	6	2
Hommes	948	2 [†]	60	31	6	1 [‡]
Femmes	889	9	69	13	5 [†]	3
25 à 34 ans	4 319	3	53	31	10	3
Hommes	2 209	1 [†]	45	42	11	1 [‡]
Femmes	2 110	6	60	20	10	4
35 à 44 ans	5 213	2	49	34	12	3
Hommes	2 645	--	39	46	14	1
Femmes	2 568	3	60	22	10	5
45 à 54 ans	3 768	1	40	40	15	3
Hommes	1 922	1 [†]	31	50	17	2 [‡]
Femmes	1 846	2 [†]	49	30	14	5
55 à 64 ans	2 565	1[†]	38	42	16	3
Hommes	1 231	1 [†]	32	49	15	2 [‡]
Femmes	1 334	2 [†]	43	34	17	5
Niveau de scolarité[§]						
Pas de diplôme d'études secondaires	3 179	2	42	37	16	3
Diplôme d'études secondaires	3 109	3	47	34	12	4
Certaines études postsecondaires	4 459	3	47	35	12	3
Diplôme d'études postsecondaires	6 849	2	52	33	10	3
Données non disponibles	105	--	39	34	9 [†]	13 [†]
Groupe de revenu du ménage[§]						
Inférieur	733	4 [†]	52	29	14	2 [†]
Moyen-inférieur	1 387	4 [†]	46	31	16	2 [†]
Moyen	4 092	3	47	34	14	2
Moyen-supérieur	6 232	2	48	36	12	2
Supérieur	2 554	2	50	37	9	2
Données non disponibles	2 704	3	47	32	10	8
Province						
Terre-Neuve	336	--	42	39	17	--
Île-du-Prince-Édouard	79	2 [†]	38	41	16	--
Nouvelle-Écosse	557	--	42	37	18	--
Nouveau-Brunswick	446	--	38	40	20	--
Québec	4 465	3	51	33	11	2
Ontario	6 736	3	48	33	12	4
Manitoba	627	2 [†]	43	36	15	4
Saskatchewan	527	--	39	40	18	--
Alberta	1 633	2	47	36	12	3
Colombie-Britannique	2 295	2 [†]	52	35	10	1 [†]
Lieu de naissance[§]						
Canada	14 165	2	47	35	13	3
États-Unis, Europe, Australie	1 837	2	49	35	11	3
Asie	1 079	7	62	22	5 [†]	3 [†]
Ailleurs	579	2 [†]	46	39	9	4 [†]
Données non disponibles	41	--	--	--	--	--

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

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

† Coefficient de variation se situant entre 16,6 % et 25,0 %.

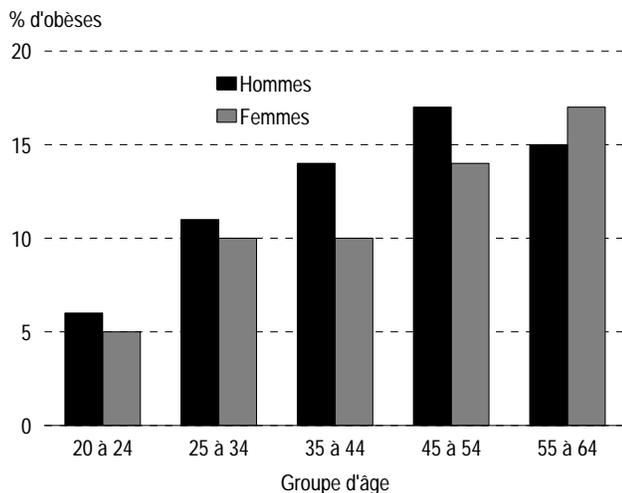
‡ Coefficient de variation se situant entre 25,1 % et 33,3 %.

§ Corrigé pour tenir compte des effets de l'âge en prenant pour référence la population du Canada de 1996-1997, hommes et femmes confondus.

-- Nombres infimes

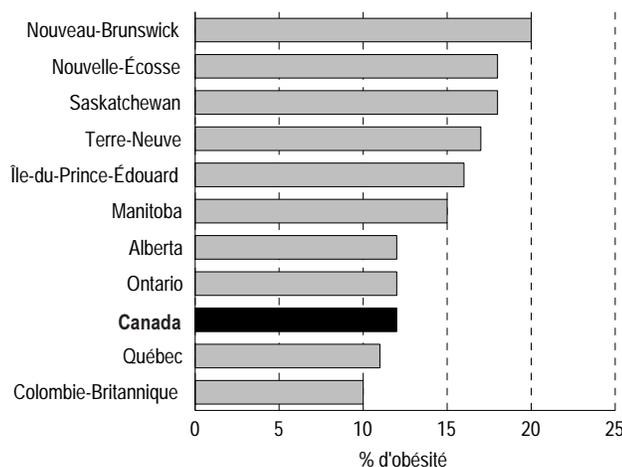
L'IMC augmente avec l'âge. Les jeunes (hommes et femmes de 20 à 24 ans) ont les taux d'embonpoint et d'obésité les plus faibles et les taux de poids normal les plus élevés (tableau 1 et graphique 1).

Graphique 1
Prévalence de l'obésité†, population de 20 à 64 ans, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé
† Indice de masse corporelle égal ou supérieur à 30

Graphique 2
Prévalence de l'obésité†, population de 20 à 64 ans, selon la province, 1996-1997



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé
† Indice de masse corporelle égal ou supérieur à 30

Niveau de scolarité, revenu et province

À mesure que le niveau de scolarité augmente, la proportion de personnes dont l'IMC est acceptable tente à augmenter, tandis que la proportion de personnes faisant de l'embonpoint ou de l'obésité semble diminuer. Ces résultats concordent avec les données déjà publiées^{1,2} et pourraient tenir, du moins en partie, au fait que les personnes plus instruites connaissent mieux les saines habitudes alimentaires, les bienfaits de l'exercice et les risques que l'obésité pose pour la santé.

Le revenu du ménage et l'IMC sont également liés, quoique ce lien soit moins marqué. En effet, alors que l'obésité semble surtout toucher les membres des ménages à faible revenu, la prévalence de l'embonpoint a tendance à augmenter parallèlement au revenu.

La valeur de l'IMC varie d'une province à l'autre, témoignant, du moins en partie, de la diversité des modes de vie et des habitudes alimentaires. L'obésité est plus prévalente dans la région atlantique, en Saskatchewan et au Manitoba que dans les autres provinces (graphique 2).

Lien étroit avec le lieu de naissance

L'IMC des immigrants nés en Asie a tendance à être plus faible que celui des adultes nés au Canada ou des immigrants nés dans d'autres régions du monde. En fait, au moment de l'enquête, 7 % d'immigrants nés en Asie présentaient une insuffisance pondérale, comparativement à 2 % d'adultes nés au Canada. Seulement 5 % d'immigrants nés en Asie étaient obèses. En revanche, 13 % d'adultes nés au Canada l'étaient. La variation de l'IMC selon le groupe ethnique pourrait tenir à des différences de constitution morphologique¹⁹ ou de régime alimentaire durant la prime enfance.

Consommation d'alcool, usage du tabac et exercice

On observe un lien entre l'IMC et certains aspects du mode de vie, notamment la consommation d'alcool, l'usage du tabac et l'activité physique. Plus du tiers des personnes consommant de l'alcool faisaient de l'embonpoint, comparativement au quart à peine de celles n'ayant jamais bu (tableau 2). Toutefois, la prévalence de l'obésité est plus forte

Limites

La nature transversale des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) analysées ici permet de décrire les liens entre les variables sans toutefois ne pouvoir établir de lien de causalité. Par exemple, il est impossible de déterminer le lien temporel entre l'IMC et la présence de problèmes de santé chroniques. Certaines maladies provoquent un amaigrissement, tandis que d'autres entraînent une prise de poids. Les données transversales n'indiquent pas si une valeur donnée de l'IMC était antérieure à la manifestation du problème de santé chronique ou si cette dernière a précédé la variation du poids.

Les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) posent les problèmes inhérents à l'autodéclaration. Plus précisément, aucune source indépendante n'a confirmé les dires des personnes qui ont déclaré qu'on avait diagnostiqué chez elles divers problèmes de santé chroniques ou d'autres problèmes de santé. En outre, fait tout aussi important, aucune mesure indépendante de la taille et du poids n'a été faite. Or, bon nombre d'études forcent à conclure que la collecte de données autodéclarées entraîne une sous-estimation d'environ 10 % de la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité^{4,2,18,20,21}.

L'IMC est un outil utile pour l'analyse générale des catégories de poids et de leurs liens avec l'état de santé. Cependant, son utilisation donne de meilleurs résultats si on le conjugue à des données comme le ratio de la circonférence de la taille à celle des hanches ou la mesure de la circonférence de la taille¹, variables pour lesquelles aucune donnée n'a été recueillie dans le cadre de l'ENSP.

La valeur de l'IMC est certes liée à l'adiposité^{20,22}, mais il ne s'agit toutefois pas d'une mesure parfaite. Par exemple, les personnes dont l'IMC est égal à 31 sont considérées comme obèses, alors que certaines sont très musclées et n'ont pas de graisse. Par conséquent, elles ne sont peut-être pas aussi sujettes que les personnes ayant le même IMC mais dont la masse adipeuse est importante à manifester les problèmes de santé qui ont tendance à affliger les obèses.

La définition de catégories assez générales pour les diverses variables peut sous-estimer la force des liens. Par exemple, un lien important entre l'IMC et le cancer n'a pu être décelé que chez les fumeurs courants de poids trop faible. En 1996-1997 (et en 1994-1995²), aucun lien n'a été décelé entre l'embonpoint ou l'obésité et le cancer, alors que certains types de cancer (cancer de la prostate et du colon chez l'homme; cancer du sein, de l'endomètre et de l'ovaire chez la femme) ont été associés à un surpoids. L'absence de lien significatif pourrait tenir au caractère plus général de la question posée lors de l'ENSP. Des questions sur des formes particulières de cancer auraient peut-être donné des résultats significatifs. De même, l'association de l'IMC avec le diabète pourrait être masquée dans une certaine mesure parce qu'on n'a pas demandé, lors de l'ENSP, s'il s'agissait du diabète de type I ou de type II, ce dernier étant le seul qui ait un lien avec l'obésité²³.

En outre, les taux de réponses sont peut-être entachés d'un effet de sélection, en ce sens que les personnes ayant certains problèmes de santé chroniques pourraient avoir refusé de participer à l'enquête.

chez les anciens buveurs que chez les personnes qui consomment de l'alcool couramment.

La prévalence la plus forte de l'embonpoint et de l'obésité s'observe chez les anciens fumeurs. Alors que 37 % d'anciens fumeurs faisaient de l'embonpoint, c'était le cas pour 34 % de fumeurs courants et 33 % de personnes n'ayant jamais fumé. Pour l'obésité, les taux correspondants sont de 14 %, 11 % et 12 %.

Naturellement, il existe un lien entre l'obésité et l'activité physique. Le taux d'obésité est de 13 % chez les personnes physiquement inactives durant leurs loisirs, de 11 % chez celles qui sont moyennement actives et de 9 % chez les personnes actives. En revanche, la prévalence de l'embonpoint varie peu en fonction de l'activité physique.

Tableau 2
Répartition en pourcentage des catégories d'indice de masse corporelle, population de 20 à 64 ans, selon certaines caractéristiques du mode de vie, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Popu- lation	Poids insuf- fisant	Poids normal	Em- bon- point	Obé- sité déclaré	Non
	en milliers			%		
Total, 20 à 64 ans	17 702	2	48	34	12	3
Consommation d'alcool[†]						
Buveurs courants	14 173	2	48	35	12	2
Anciens buveurs	2 016	3	46	32	15	4
Personnes n'ayant jamais bu	1 334	4	49	27	12	7
Données non disponibles	179	--	38	29	4	21
Usage du tabac[†]						
Fumeurs courants	5 533	3	50	34	11	2
Anciens fumeurs	4 996	1 [‡]	45	37	14	3
Personnes n'ayant jamais fumé	7 117	2	49	33	12	4
Données non disponibles	55	--	33 [‡]	30 [‡]	9 [§]	26 [‡]
Activité physique durant les loisirs[†]						
Personnes actives	3 190	2	51	36	9	2
Personnes moyennement actives	3 941	2	50	35	11	2
Personnes inactives	10 191	3	47	34	13	3
Données non disponibles	380	2 [§]	38	33	15	12 [‡]

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

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

[†] Corrigé pour tenir compte des effets de l'âge en prenant pour référence la population du Canada de 1996-1997, hommes et femmes confondus.

[‡] Coefficient de variation se situant entre 16,6 % et 25,0 %.

[§] Coefficient de variation se situant entre 25,1 % et 33,3 %.

-- Nombres infimes

Problèmes de santé liés à la maigreur

L'état de santé des Canadiens dont le poids est insuffisant n'a jusqu'à présent retenu que peu d'attention, si ce n'est dans le cas de troubles de l'alimentation, comme l'anorexie mentale et la boulimie. À défaut de questions sur les troubles de l'alimentation, l'ENSP fournit toutefois des

renseignements sur plusieurs autres états susceptibles d'être liés à un faible IMC (voir *État de santé*)¹⁴.

À quelques exceptions près, l'état de santé des personnes de poids insuffisant s'apparente à celui des personnes de poids normal. En tenant compte de l'âge et du sexe, la cote exprimant le risque que

Définitions

Pour déterminer la taille, on a demandé aux personnes qui ont participé à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) combien elles mesureraient sans chaussures. Pour déterminer le poids, on leur a demandé combien elles pesaient. En outre, on a demandé aux femmes de 15 à 49 ans si elles étaient enceintes. Dans l'affirmative, leurs réponses n'ont pas été considérées dans le calcul de l'indice de masse corporelle.

Les participants à l'enquête ont été classés dans quatre catégories de niveau de scolarité : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, certaines études postsecondaires et diplôme d'études postsecondaires. Les données sur la scolarité ont été normalisées selon l'âge pour tenir compte de la tendance qu'ont les membres plus jeunes de la population à atteindre un niveau de scolarité plus élevé que leurs homologues plus âgés.

Cinq groupes de *revenu du ménage* ont été définis en fonction du nombre de personnes qui composent ce dernier. Les données sur le revenu ont été corrigées pour tenir compte de l'effet de l'âge.

Groupe de revenu	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu 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	15 999 \$ 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

Pour déterminer le lieu de naissance, on a posé la question : « Dans quel pays êtes-vous né(e)? » Les réponses ont été regroupées en quatre catégories, à savoir Canada; États-Unis, Europe ou Australie; Asie; et ailleurs.

Pour les besoins de l'ENSP, un « verre » se définit comme étant 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 »);

ou un verre de une once et demie de spiritueux ou un cocktail contenant une once et demie de spiritueux. On a demandé aux participants à l'enquête : « Au cours des 12 derniers mois, à quelle fréquence avez-vous consommé des boissons alcoolisées? ». Les réponses ont été classées en trois catégories, à savoir les buveurs courants, les anciens buveurs et les personnes n'ayant jamais bu. Les *buveurs courants* comprennent les buveurs réguliers (au moins un verre par mois) et les buveurs occasionnels (moins d'un verre par mois). Les *anciens buveurs* sont les personnes qui consommaient de l'alcool par le passé mais qui ne l'ont pas fait au cours des 12 derniers mois. Les *personnes n'ayant jamais bu* sont des abstinentes qui n'ont jamais consommé de l'alcool.

Les participants à l'enquête devaient préciser, au moment de l'entrevue, s'ils fumaient des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais. Ceux qui ont dit ne pas fumer de cigarettes se sont vu demander s'ils l'avaient déjà fait. Les catégories utilisées pour l'analyse sont : fumeurs courants, anciens fumeurs et personnes n'ayant jamais fumé. Les *fumeurs courants* regroupent les fumeurs quotidiens et occasionnels. Les *anciens fumeurs* englobent les anciens fumeurs quotidiens et occasionnels. Les *personnes n'ayant jamais fumé* sont celles qui n'ont jamais fumé de cigarettes.

Pour évaluer l'*activité physique*, une estimation de la dépense d'énergie (DE) des participants à l'enquête a été faite pour chaque activité à laquelle ils s'adonnent durant leurs loisirs. La DE se calcule en multipliant le nombre de fois qu'une personne s'est adonnée à une activité particulière au cours des 12 derniers mois par la durée moyenne (exprimée en heures) et par le coût énergétique de l'activité (exprimé en kilocalories dépensées par kilogramme de poids corporel par heure d'activité). Pour calculer la DE quotidienne moyenne pour l'activité, l'estimation a été divisée par 365. Le calcul a été répété pour chaque activité de loisir déclarée pour ensuite totaliser les estimations afin d'obtenir une DE quotidienne moyenne agrégée. Les personnes dont la DE estimative durant les loisirs est inférieure à 1,5 kcal/kg/jour sont dites physiquement inactives. Celles dont la DE est comprise entre 1,5 et 2,9 kcal/kg/jour sont considérées comme moyennement actives et celles dont la DE est égale ou supérieure à 3,0 kcal/kg/jour, comme étant physiquement actives. Cette mesure sous-estime vraisemblablement l'activité physique totale, puisqu'elle ne tient compte de l'activité ni au travail ni durant l'exécution des tâches ménagères.

les personnes de poids insuffisant soient asthmatiques est nettement plus faible que la moyenne, tandis que celle exprimant le risque qu'elles souffrent d'ulcères ou de dépression est nettement plus élevée (tableau 3).

En revanche, il en va tout autrement lorsqu'on tient compte de l'effet de l'usage du tabac. De toutes les catégories de poids, celle des personnes de poids insuffisant a tendance à être subdivisée le plus distinctement en un groupe de fumeurs courants (42 %) et un groupe de personnes n'ayant jamais fumé (43 %). À peine 15 % des personnes en deçà d'un poids normal étaient d'anciens fumeurs.

Chez les fumeurs courants, la cote exprimant le risque de souffrir de migraines, d'un cancer, d'ulcères ou de troubles intestinaux ou de présenter une limitation des activités est nettement plus élevée pour les personnes de poids insuffisant qu'elle ne l'est pour les personnes de poids normal. De tels liens n'ont toutefois pas été vérifiés dans le cas des anciens fumeurs ni des personnes qui n'ont jamais fumé. Ces deux groupes ne témoignent d'aucune différence significative entre les cotes exprimant le risque de mentionner ces problèmes de santé, tant à l'égard des personnes ayant un poids insuffisant que normal.

Tableau 3

Rapports corrigés de cotes pour tenir compte des effets de l'âge et du sexe pour certaines caractéristiques de l'état de santé, population de 20 à 64 ans de poids insuffisant, selon l'usage du tabac, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total [†]		Fumeurs courants [‡]		Anciens fumeurs [§]		Personnes n'ayant jamais fumé ^{††}	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Problèmes de santé								
Asthme	0,66*	0,48 - 0,91	0,76	0,47 - 1,23	0,67	0,23 - 2,00	0,56*	0,35 - 0,92
Arthrite	1,01	0,64 - 1,61	1,26	0,63 - 2,49	0,80	0,37 - 1,73	0,65	0,26 - 1,61
Maux de dos	0,86	0,59 - 1,23	0,98	0,59 - 1,63	0,57	0,32 - 1,03	0,69	0,33 - 1,43
Hypertension	0,83	0,40 - 1,74	0,78	0,23 - 2,66	--	--	--	--
Migraine	1,21	0,86 - 1,70	1,59*	1,00 - 2,51	1,81	0,65 - 5,05	0,68	0,45 - 1,03
Diabète	1,27	0,24 - 6,67	--	--	--	--	--	--
Maladie cardiaque	0,59	0,32 - 1,07	0,50	0,19 - 1,32	--	--	--	--
Cancer	1,74	0,70 - 4,31	3,29*	1,17 - 9,29	--	--	--	--
Ulcère	2,11*	1,25 - 3,59	2,24*	1,09 - 4,61	1,45	0,50 - 4,22	1,49	0,62 - 3,62
Séquelles d'un accident cérébrovasculaire	1,75	0,64 - 4,77	--	--	--	--	--	--
Incontinence urinaire	1,29	0,52 - 3,24	1,96	0,45 - 8,49	--	--	1,12	0,30 - 4,12
Troubles intestinaux	1,96	0,97 - 3,95	2,81*	1,14 - 6,94	0,71	0,25 - 1,97	0,99	0,41 - 2,38
Troubles thyroïdiens	0,75	0,34 - 1,62	0,87	0,15 - 4,93	1,34	0,40 - 4,43	0,41	0,14 - 1,19
Autres problèmes de santé								
Limitation des activités	1,12	0,82 - 1,53	1,62*	1,05 - 2,49	0,54	0,28 - 1,04	0,47*	0,32 - 0,70
Blessures dues à des mouvements répétitifs	0,76	0,51 - 1,12	0,85	0,49 - 1,47	1,05	0,41 - 2,68	0,53	0,27 - 1,03
Dépression^{‡‡}	1,76*	1,00 - 3,09	1,93	0,84 - 4,45	1,84	0,73 - 4,64	0,99	0,48 - 2,06
État de santé autodéclaré^{§§}	0,37*	0,24 - 0,58	0,31*	0,17 - 0,56	0,39*	0,20 - 0,76	0,94	0,56 - 1,59

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

Nota : Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,00 sont significatifs.

† La catégorie de référence est la population de 20 à 64 ans de poids normal.

‡ La catégorie de référence est celle des fumeurs courants de 20 à 64 ans de poids normal.

§ La catégorie de référence est celle des anciens fumeurs de 20 à 64 ans de poids normal.

†† La catégorie de référence est celle des personnes de poids normal n'ayant jamais fumé âgées de 20 à 64 ans.

‡‡ Données recodées de la façon suivante : 1 (probabilité d'avoir vécu un épisode dépressif majeur l'année précédente égale à 0,9) et 0 (probabilité d'avoir vécu un épisode dépressif majeur l'année précédente comprise entre 0 et 0,8).

§§ Données recodées de la façon suivante : 1 (bon, très bon, excellent) et 0 (passable, mauvais).

* $p < 0,05$

-- Nombres infimes

L'autoévaluation de l'état de santé reflète aussi les problèmes de santé des fumeurs courants dont le poids est insuffisant : la cote exprimant la possibilité que ces derniers évaluent positivement leur état de santé équivalait à peine au tiers de celle calculée pour les fumeurs dont le poids est normal. Les anciens fumeurs dont le poids est insuffisant obtiennent aussi à ce même égard une cote plus faible; il n'en est pas de même pour les personnes trop maigres qui n'ont jamais fumé.

La composition du groupe observé est un élément confusionnel de toute étude de l'état de santé des Canadiens dont le poids est insuffisant. En effet, ce groupe se compose vraisemblablement de personnes en bonne santé qui ont toujours été maigres et de personnes qui ont maigri à cause d'une maladie. Le caractère transversal des données de l'ENSP analysées ici ne permet aucunement d'établir une relation de causalité, pas même un ordre d'enchaînement temporel. En fait, une maladie comme le cancer ou un ulcère pourrait, de façon plausible, être la cause sous-jacente de la faible valeur de l'IMC.

La hausse de la cote exprimant le risque de souffrir de dépression observée pour l'ensemble des personnes de poids insuffisant ne touche aucun sous-groupe si l'on tient compte de l'effet de l'usage du tabac. Ces résultats pourraient refléter le petit nombre de personnes interrogées que comptent ces sous-groupes plutôt que l'absence d'un lien avec la dépression.

Risques élevés pour les personnes faisant de l'embonpoint

La plupart des travaux relatifs à l'IMC ont été consacrés à l'étude de la santé des personnes faisant de l'embonpoint et des obèses. En fait, une étude antérieure ayant cet objectif s'est appuyée sur les données de l'ENSP de 1994-1995².

Selon la présente analyse des données de 1996-1997, lorsqu'on tient compte des effets de l'âge et du sexe, la cote exprimant le risque de souffrir d'asthme, d'arthrite, de maux de dos, d'hypertension, de diabète⁵, de troubles thyroïdiens, d'une limitation des activités ou d'une blessure due à des mouvements répétitifs est nettement plus élevée

pour les personnes qui font de l'embonpoint que pour celles dont le poids est normal (tableau 4). Par exemple, la cote exprimant le risque qu'une personne

État de santé

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) si elles avaient « un problème de santé de longue durée qui a persisté ou devrait persister six mois et plus et qui a été diagnostiqué par un professionnel de la santé ». Une liste de problèmes de santé a été lue lors de l'entrevue. Les *problèmes de santé chroniques* sélectionnés pour la présente analyse sont l'asthme, l'arthrite, les maux de dos, l'hypertension, la migraine, le diabète, la maladie cardiaque, le cancer, les ulcères, les séquelles d'un accident cérébrovasculaire, l'incontinence urinaire, les troubles intestinaux et les troubles thyroïdiens.

La *limitation des activités* est une variable dérivée qui se fonde sur une réponse positive à l'une ou l'autre des questions suivantes : « À cause d'une incapacité physique ou mentale ou d'un problème de santé chronique, êtes-vous limité(e) d'une façon quelconque dans le genre ou dans le nombre d'activités que vous exercez... 1) à la maison, 2) à l'école, 3) au travail, 4) dans d'autres activités? » ou « Avez-vous une incapacité ou un handicap quelconque de longue durée? ».

Les *blessures dues à des mouvements répétitifs* désignent les blessures causées par de tels mouvements au cours des 12 derniers mois et suffisamment graves pour avoir limité les activités normales de la personne. Conformément à la méthode proposée par Kessler *et al.*²⁴, le questionnaire de l'ENSP comprend un sous-ensemble de questions du *Composite International Diagnostic Interview* pour déterminer si une personne a vécu un épisode dépressif majeur (EDM). Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif qui sont énumérés dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM III-R)*²⁵. Les réponses à ces questions ont été cotées en fonction d'une échelle, puis les cotes ont été transformées en probabilité estimative d'un épisode dépressif majeur. On a considéré que les personnes pour lesquelles la probabilité estimative était égale à 0,9, autrement dit celles pour lesquelles la certitude d'un diagnostic positif était de 90 %, avaient fait une dépression au cours des 12 derniers mois. La variable a été recodée en une variable dichotomique : 1 (risque grave) et 0 (risque éventuel ou nul).

L'état de santé général a été déterminé en posant la question suivante : « En général, diriez-vous que votre santé est : excellente, très bonne, bonne, passable, mauvaise? » On a recodé l'état de santé autodéclaré en une variable dichotomique : 1 (bon, très bon ou excellent) et 0 (passable ou mauvais).

faisant de l'embonpoint souffre d'hypertension est 1,86 fois plus élevée que celle calculée pour une personne de poids normal; dans le cas du diabète, elle est 1,73 fois plus élevée.

Cependant, l'état de santé des personnes faisant de l'embonpoint varie considérablement selon la catégorie d'usage du tabac dans laquelle elles se classent. Chez ces personnes, les proportions de fumeurs courants et d'anciens fumeurs sont à peu près les mêmes : 30 % et 32 %, respectivement. Le groupe le plus important est celui des personnes n'ayant jamais fumé (38 %).

Contrairement aux fumeurs de poids normal, les fumeurs courants faisant de l'embonpoint

n'obtiennent une cote exprimant le risque d'avoir un des problèmes de santé susmentionnés nettement plus élevée que pour deux de ces problèmes, à savoir l'hypertension et les blessures dues à des mouvements répétitifs. En revanche, les anciens fumeurs qui font de l'embonpoint obtiennent aussi une plus forte cote exprimant le risque qu'ils souffrent d'arthrite, d'hypertension, d'une limitation des activités ou de dépression.

Les personnes faisant de l'embonpoint qui n'ont jamais fumé permettent d'observer le lien manifeste entre le poids et l'état de santé, sans l'effet confusionnel de l'usage du tabac. Ainsi, la cote exprimant le risque de souffrir d'arthrite, de maux

Tableau 4

Rapports corrigés de cotes pour tenir compte des effets de l'âge et du sexe pour certaines caractéristiques de l'état de santé, population de 20 à 64 ans faisant de l'embonpoint, selon l'usage du tabac, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total†		Fumeurs courants‡		Anciens fumeurs§		Personnes n'ayant jamais fumé¶	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Problèmes de santé chronique								
Asthme	1,21*	1,01 - 1,45	1,17	0,88 - 1,57	1,17	0,77 - 1,78	1,26	0,97 - 1,63
Arthrite	1,30*	1,14 - 1,49	1,00	0,80 - 1,26	1,35*	1,09 - 1,67	1,67*	1,30 - 2,15
Maux de dos	1,13*	1,01 - 1,26	1,00	0,82 - 1,22	1,19	0,97 - 1,45	1,27*	1,05 - 1,54
Hypertension	1,86*	1,56 - 2,22	1,45*	1,06 - 1,99	2,01*	1,49 - 2,71	2,06*	1,51 - 2,79
Migraine	1,05	0,88 - 1,26	0,94	0,67 - 1,31	1,18	0,84 - 1,65	1,11	0,85 - 1,46
Diabètes	1,73*	1,22 - 2,45	2,13	0,97 - 4,69	--	--	1,76*	1,05 - 2,95
Maladie cardiaque	1,08	0,82 - 1,41	0,95	0,58 - 1,57	--	--	1,04	0,59 - 1,81
Cancer	1,13	0,82 - 1,55	1,57	0,89 - 2,77	--	--	--	--
Ulcère	0,99	0,77 - 1,26	0,93	0,63 - 1,38	0,94	0,55 - 1,62	1,22	0,80 - 1,87
Séquelles d'un accident cérébrovasculaire	1,44	0,81 - 2,58	--	--	--	--	--	--
Incontinence urinaire	1,04	0,74 - 1,48	1,29	0,71 - 2,34	0,46*	0,26 - 0,79	1,83*	1,06 - 3,16
Troubles intestinaux	0,71*	0,52 - 0,98	0,73	0,43 - 1,22	0,70	0,39 - 1,25	0,70	0,44 - 1,11
Troubles thyroïdiens	1,39*	1,08 - 1,78	1,52	0,96 - 2,42	1,44	0,94 - 2,20	1,26	0,86 - 1,84
Autres problèmes de santé								
Limitation des activités	1,14*	1,01 - 1,29	0,96	0,78 - 1,19	1,27*	1,01 - 1,59	1,31*	1,06 - 1,62
Blessures dues à des mouvements répétitifs	1,22*	1,08 - 1,39	1,42*	1,13 - 1,78	1,18	0,92 - 1,51	1,05	0,82 - 1,33
Depression**	1,07	0,88 - 1,30	0,98	0,70 - 1,36	1,81*	1,21 - 2,72	0,97	0,68 - 1,38
État de santé autodéclaré§§	0,86	0,73 - 1,00	0,84	0,65 - 1,07	0,92	0,68 - 1,24	0,77	0,56 - 1,04

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

† La catégorie de référence est la population de 20 à 64 ans de poids normal.

‡ La catégorie de référence est celle des fumeurs courants de 20 à 64 ans de poids normal.

§ La catégorie de référence est celle des anciens fumeurs de 20 à 64 ans de poids normal.

¶ La catégorie de référence est celle des personnes de poids normal n'ayant jamais fumé âgées de 20 à 64 ans.

** Données recodées de la façon suivante : 1 (probabilité d'avoir vécu un épisode dépressif majeur l'année précédente égale à 0,9) et 0 (probabilité d'avoir vécu un épisode dépressif majeur l'année précédente comprise entre 0 et 0,8).

§§ Données recodées de la façon suivante : 1 (bon, très bon, excellent) et 0 (passable, mauvais).

* $p < 0,05$

-- Nombres infimes

de dos, d'hypertension, de diabète, d'incontinence urinaire ou d'une limitation des activités est plus élevée pour les personnes n'ayant jamais fumé qui font de l'embonpoint que pour celles de poids normal. Certaines de ces personnes pourraient toutefois n'avoir jamais fumé parce que leur état de santé était mauvais dès le départ.

Indépendamment de la catégorie d'usage du tabac dans laquelle ils se classent, les Canadiens qui font de l'embonpoint jugent leur état de santé assez bon. La cote exprimant la possibilité qu'ils se disent en bonne ou en excellente santé ne diffère pas significativement de celle calculée pour les personnes dont l'IMC tombe dans la fourchette acceptable.

Risques encore plus élevés pour les obèses

Comme pour les personnes qui font de l'embonpoint, la cote exprimant le risque que les obèses souffrent d'asthme, d'arthrite, de maux de dos, d'hypertension, de diabète, de troubles thyroïdiens, d'une limitation des activités ou de blessures dues à des mouvements répétitifs est plus élevée que celle des personnes de poids normal (tableau 5). En outre, la cote exprimant le risque qu'ils soient atteints d'une maladie cardiaque ou qu'ils fassent de l'incontinence urinaire est considérablement plus élevée que pour les personnes de poids normal.

Tableau 5

Rapports corrigés de cotes pour tenir compte des effets de l'âge et du sexe pour certaines caractéristiques de l'état de santé, population de 20 à 64 ans obèse, selon l'usage du tabac, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total†		Fumeurs courants‡		Anciens fumeurs§		Personnes n'ayant jamais fumé¶	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Problèmes de santé chroniques								
Asthme	1,59*	1,29 - 1,96	1,65*	1,20 - 2,28	1,52	1,00 - 2,31	1,55*	1,16 - 2,08
Arthrite	2,01*	1,67 - 2,41	1,85*	1,35 - 2,54	2,04*	1,53 - 2,71	2,23*	1,68 - 2,97
Maux de dos	1,36*	1,16 - 1,58	1,20	0,93 - 1,55	1,46*	1,13 - 1,89	1,48*	1,11 - 1,96
Hypertension	3,26*	2,74 - 3,87	2,69*	1,87 - 3,87	3,60*	2,64 - 4,90	3,27*	2,46 - 4,35
Migraine	1,10	0,88 - 1,38	0,81	0,57 - 1,16	1,54*	1,05 - 2,24	1,01	0,71 - 1,45
Diabète	3,97*	2,92 - 5,41	3,33*	1,72 - 6,47	--	--	--	--
Maladie cardiaque	1,56*	1,20 - 2,04	1,75	0,98 - 3,12	--	--	1,61	0,94 - 2,76
Cancer	0,80	0,48 - 1,33	0,62	0,28 - 1,35	--	--	--	--
Ulcère	1,36	0,96 - 1,92	1,31	0,73 - 2,37	1,23	0,68 - 2,22	1,82*	1,03 - 3,24
Séquelles d'un accident cérébrovasculaire	1,45	0,70 - 2,98	--	--	--	--	--	--
Incontinence urinaire	2,57*	1,77 - 3,72	4,00*	2,13 - 7,50	--	--	--	--
Troubles intestinaux	1,49	0,99 - 2,23	1,35	0,57 - 3,21	1,12	0,67 - 1,87	2,08*	1,17 - 3,68
Troubles thyroïdiens	1,75*	1,33 - 2,31	1,38	0,81 - 2,35	1,43	0,94 - 2,17	2,22*	1,41 - 3,51
Autres problèmes de santé								
Limitation des activités	1,64*	1,44 - 1,86	1,26	1,00 - 1,60	1,73*	1,35 - 2,21	2,13*	1,69 - 2,69
Blessures dues à des mouvements répétitifs	1,26*	1,07 - 1,50	1,10	0,78 - 1,54	1,27	0,93 - 1,73	1,35*	1,02 - 1,80
Dépression¶¶	1,21	0,95 - 1,55	0,97	0,67 - 1,41	2,10*	1,40 - 3,15	1,24	0,75 - 2,04
État de santé autodéclaré§§	0,51*	0,44 - 0,60	0,64*	0,49 - 0,83	0,39*	0,29 - 0,54	0,45*	0,34 - 0,60

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

† La catégorie de référence est la population de 20 à 64 ans de poids normal.

‡ La catégorie de référence est celle des fumeurs courants de 20 à 64 ans de poids normal.

§ La catégorie de référence est celle des anciens fumeurs de 20 à 64 ans de poids normal.

¶ La catégorie de référence est celle des personnes de poids normal n'ayant jamais fumé âgées de 20 à 64 ans.

¶¶ Données recodées de la façon suivante : 1 (probabilité d'avoir vécu un épisode dépressif majeur l'année précédente égale à 0,9) et 0 (probabilité d'avoir vécu un épisode dépressif majeur l'année précédente comprise entre 0 et 0,8).

§§ Données recodées de la façon suivante : 1 (bon, très bon, excellent) et 0 (passable, mauvais).

* $p < 0,05$

-- Nombres infimes

Comme pour les personnes classées dans les autres catégories d'IMC, la santé des obèses varie en fonction de l'usage du tabac. De toutes les catégories de poids, celle des obèses compte la proportion la plus faible de fumeurs courants — à peine 27 %. Environ le tiers (34 %) sont des anciens fumeurs et 39 % n'ont jamais fumé.

Si les fumeurs courants qui font de l'embonpoint ne mentionnent en général qu'assez peu de problèmes de santé, la situation est différente pour ceux qui sont obèses. La cote exprimant le risque que ces derniers soient atteints d'asthme, d'arthrite, d'hypertension, de diabète ou d'incontinence

urinaire est significativement plus élevée qu'elle ne l'est chez les fumeurs de poids normal.

En outre, les obèses anciens fumeurs ont des problèmes de santé quelque peu différents : arthrite, maux de dos, hypertension, migraines, ou limitation des activités. Et, comme dans le cas des personnes faisant de l'embonpoint, les anciens fumeurs représentent le seul sous-groupe d'obèses pour lequel la cote exprimant le risque d'avoir vécu un épisode dépressif majeur est nettement élevée.

Chez les personnes qui n'ont jamais fumé, les risques pour la santé que pose à elle seule l'obésité sont évidents : asthme, arthrite, maux de dos,

Tableau 6

Rapports corrigés de cotes pour tenir compte des effets de l'âge et du sexe pour certaines caractéristiques de l'état de santé, population de 20 à 64 ans obèse comparativement à la population de 20 à 64 ans faisant de l'embonpoint, selon l'usage du tabac, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total [†]		Fumeurs courants [‡]		Anciens fumeurs [§]		Personnes n'ayant jamais fumé ^{††}	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Problèmes de santé chronique								
Asthme	1,32*	1,08 - 1,61	1,42*	1,01 - 1,99	1,32	0,93 - 1,86	1,22	0,87 - 1,71
Arthrite	1,54*	1,29 - 1,82	1,90*	1,42 - 2,55	1,51*	1,15 - 1,98	1,32	0,99 - 1,76
Maux de dos	1,19*	1,02 - 1,39	1,18	0,89 - 1,55	1,23	0,95 - 1,58	1,18	0,90 - 1,54
Hypertension	1,82*	1,54 - 2,15	2,00*	1,44 - 2,79	--	--	1,65*	1,24 - 2,20
Migraine	1,04	0,83 - 1,31	0,85	0,60 - 1,19	1,26	0,90 - 1,77	0,96	0,63 - 1,45
Diabète	2,28*	1,70 - 3,04	--	--	--	--	1,98*	1,21 - 3,23
Maladie cardiaque	1,47*	1,10 - 1,96	--	--	--	--	--	--
Cancer	0,72	0,44 - 1,17	--	--	--	--	--	--
Ulcère	1,34	0,99 - 1,82	1,38	0,79 - 2,43	1,29	0,76 - 2,19	1,44	0,85 - 2,42
Séquelles d'un accident cérébrovasculaire	1,06	0,46 - 2,45	--	--	--	--	--	--
Incontinence urinaire	2,71*	1,81 - 4,04	--	--	--	--	2,07*	1,11 - 3,84
Troubles intestinaux	1,93*	1,31 - 2,85	1,81	0,81 - 4,04	--	--	--	--
Troubles thyroïdiens	1,24	0,93 - 1,66	--	--	--	--	1,65*	1,07 - 2,56
Autres problèmes de santé								
Limitation des activités	1,41*	1,23 - 1,62	1,31*	1,01 - 1,71	1,37*	1,08 - 1,73	1,58*	1,23 - 2,02
Blessures dues à des mouvements répétitifs	1,02	0,86 - 1,21	0,78	0,53 - 1,14	1,07	0,80 - 1,43	1,28	0,98 - 1,67
Dépression^{‡‡}	1,12	0,88 - 1,43	0,96	0,66 - 1,39	1,28	0,83 - 1,96	1,21	0,70 - 2,07
État de santé autodéclaré^{§§}	0,60*	0,51 - 0,71	0,77*	0,60 - 0,98	0,44*	0,33 - 0,57	0,59*	0,44 - 0,80

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

† La catégorie de référence est la population de 20 à 64 ans de poids normal.

‡ La catégorie de référence est celle des fumeurs courants de 20 à 64 ans de poids normal.

§ La catégorie de référence est celle des anciens fumeurs de 20 à 64 ans de poids normal.

†† La catégorie de référence est celle des personnes de poids normal n'ayant jamais fumé âgées de 20 à 64 ans.

‡‡ Données recodées de la façon suivante : 1 (probabilité d'avoir vécu un épisode dépressif majeur l'année précédente égale à 0,9) et 0 (probabilité d'avoir vécu un épisode dépressif majeur l'année précédente comprise entre 0 et 0,8).

§§ Données recodées de la façon suivante : 1 (bon, très bon, excellent) et 0 (passable, mauvais).

* $p < 0,05$

-- Nombres infimes

hypertension, ulcères, troubles intestinaux, troubles thyroïdiens, limitations des activités et blessures dues à des mouvements répétitifs.

Il n'est pas surprenant, quelle que soit la situation à l'égard de l'usage du tabac, que la cote exprimant la possibilité que les obèses évaluent leur santé positivement ne vaille que la moitié de celle calculée pour les personnes de poids normal. (Ce chiffre est presque égal à celui obtenu lors d'une analyse des données de l'ENSP de 1994-1995².) Le fait de ne pas se juger en bonne santé pourrait tenir à un problème d'image de soi ainsi qu'à de réels problèmes de santé. Selon une étude réalisée aux États-Unis, les obèses pourraient juger leur état de santé médiocre même si ils ne sont pas vraiment en mauvaise santé. L'autoévaluation négative pourrait témoigner d'une sensibilisation à la façon dont la société juge les personnes obèses²⁶.

Risques supplémentaires posés par l'obésité

Les risques supplémentaires pour la santé que pose l'obésité deviennent manifestes si l'on calcule les cotes exprimant le risque de présenter divers problèmes de santé pour les adultes obèses, d'une part, et pour ceux faisant de l'embonpoint, d'autre part (tableau 6). La cote exprimant le risque de faire du diabète ou de l'incontinence urinaire est plus de deux fois plus élevée pour les obèses que pour les personnes faisant de l'embonpoint. D'autres études font aussi un lien étroit entre l'augmentation de l'IMC et la manifestation et la récurrence de l'incontinence urinaire^{1-3,27}. Une mobilité restreinte et la prise de médicaments comme les diurétiques et les amaigrisseurs²⁸ pourraient en être à l'origine. Qui plus est, les Canadiens obèses seraient beaucoup plus susceptibles que d'autres de consommer de tels médicaments (données non présentées).

Les cotes exprimant le risque de faire de l'hypertension ou d'avoir des troubles intestinaux sont près de deux fois plus élevées pour les personnes obèses que pour celles faisant de l'embonpoint. De même, les cotes exprimant le risque de souffrir d'asthme, d'arthrite, de maux de dos, de cardiopathie ou d'une limitation des activités

sont toutes nettement plus élevées pour les obèses. Ainsi, la cote exprimant la possibilité de se juger en bonne santé est évidemment beaucoup plus faible pour les obèses que pour les personnes qui font de l'embonpoint.

De nouveau ici, l'analyse révèle des différences selon la situation à l'égard du tabac. Toutefois, indépendamment de cette dernière, la cote exprimant le risque de se déclarer limité dans ses activités est plus élevée, et celle exprimant la possibilité d'évaluer favorablement son état de santé, plus faible, pour les obèses que pour leurs homologues qui font de l'embonpoint. La cote exprimant le risque de souffrir d'asthme, d'arthrite ou d'hypertension est plus élevée pour les fumeurs courants obèses que pour leurs homologues faisant de l'embonpoint. Dans le cas des anciens fumeurs, la cote exprimant le risque de faire de l'arthrite est plus élevée chez les obèses. Enfin, on enregistre une forte cote exprimant le risque de faire de l'hypertension, du diabète, de l'incontinence urinaire ou de souffrir de troubles thyroïdiens chez les obèses qui n'ont jamais fumé.

Conclusion

De l'avis général, l'indice de masse corporelle n'est pas une mesure parfaite. Pourtant, même si l'on tient compte des imperfections de la méthode, le nombre estimatif de personnes dont le poids n'est pas approprié à la taille demeure considérable. En 1996-1997, environ la moitié seulement des Canadiens de 20 à 64 ans rentraient dans la catégorie des personnes de poids « normal ». En outre, même comparativement aux normes internationales de l'IMC, un peu moins sévères que les normes canadiennes, des millions étaient obèses. Bien que l'insuffisance pondérale soit moins courante, un nombre considérable d'adultes — environ 400 000 — en souffraient.

Dans une certaine mesure, les caractéristiques de l'état de santé de la population de 20 à 64 ans varient en fonction de l'usage du tabac. Cependant, la neutralisation de l'effet de cette dernière variable révèle les liens qui existent entre l'IMC et l'état de santé. Ainsi, les personnes trop maigres qui n'ont

jamais fumé ont tendance à être en bonne santé. Par contre, ce n'est pas le cas de celles qui font de l'embonpoint ni de celles qui sont obèses.

L'analyse des données de l'ENSP montre à quel point il importe, littéralement, d'« équilibrer la balance ». En effet, l'embonpoint est associé à plusieurs problèmes de santé potentiellement graves. Chez les obèses, le nombre de problèmes de santé connexes est encore plus élevé et les liens sont d'autant plus marqués.

Qui plus est, les répercussions de l'obésité sur la santé ne se limitent pas aux personnes touchées. Ainsi, selon une étude menée récemment au Canada²⁹, le coût estimatif direct de l'hypertension causée par l'obésité (IMC \geq 27) était de l'ordre de 657 millions de dollars en 1997. Toujours selon cette étude, le coût occasionné par les cas de diabète de type II liés à l'obésité se chiffrait à 432 millions de dollars.

Néanmoins, la nature transversale des données analysées limite les conclusions que l'on peut en tirer. L'analyse montre qu'il existe un lien étroit entre l'IMC et divers problèmes de santé chroniques, mais on ne peut préciser si l'IMC a contribué à l'évolution du problème de santé chronique ou s'il en découle. ●

Remerciements

L'auteur remercie Marie P. Beaudet, Ai Chau et Pamela White de leur aide et de leur conseils.

Références

- Expert Panel of the National Institutes of Health, « Clinical guidelines on the identification, evaluation and treatment of overweight and obesity in adults: Executive Summary », *American Journal of Clinical Nutrition*, 68(4), 1998, p. 899-917.
- J. Cairney et T.J. Wade, « Correlates of body weight in the 1994 National Population Health Survey », *International Journal of Obesity*, 22, 1998, p. 584-591.
- S.W. Rabkin, Y. Chen, L. Leiter *et al.*, « Risk factor correlates of body mass index », *Canadian Medical Association Journal*, 157(supplément), 1997, p. s26-s31.
- K. Rottensten, « Monograph Series on Aging-related Diseases: IX, Osteoarthritis », *Chronic Diseases in Canada*, 17(3/4), 1996, p. 99-116.
- Fondation des maladies du cœur, Santé Canada, Statistique Canada et University of Saskatchewan, *Heart Disease and Stroke in Canada*, 1995, Ottawa, Fondation des maladies du cœur, 1995.
- F.X. Pi-Sunyer, « Health implications of obesity », *American Journal of Clinical Nutrition*, 53, 1991, p. 1595S-1630S.
- Santé Canada, « The Nature and Dimension of Nutrition and Diet-Related Problems », *Country Paper Canada Supplement*, Ottawa, Santé Canada, 1994.
- 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), 1998, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- 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, 1996, p. 283-310.
- United Kingdom Department of Health, *The Health of the Nation: Briefing Pack*, 2nd edition, Londres, Health of the Nation Publications Unit, United Kingdom Department of Health, 1997.
- Organisation mondiale de la santé, *Physical Status: The Use and Interpretation of Anthropometry, Report of the WHO Expert Committee* (WHO Technical Report Series, n° 854), Genève, Organisation mondiale de la santé, 1995.
- Santé nationale et Bien-être social, *Canadian Guidelines for Healthy Weights*, Report of an Expert Group convened by Health Promotion Directorate, Health Services and Promotion Branch, Ottawa, ministre de la Santé nationale et du Bien-être social, 1988.
- J.E. Manson, M.J. Stampfer, C.H. Hennekens *et al.*, « Body weight and longevity: A reassessment », *Journal of the American Medical Association*, 257(3) 1987, p. 353-358.
- Organisation de coopération et de développement économiques, CREDES, OECD Health Data 98, version 2.0, Paris, Organisation de coopération et de développement économiques, 1998.
- Organisation mondiale de la santé, *Obesity: Preventing and Managing the Global Epidemic*, Report of a WHO Consultation on Obesity, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1997.
- A. Hill et J. Roberts, « Body mass index: a comparison between self-reported and measured height and weight », *Journal of Public Health Medicine*, 20(2), 1998, 206-210.
- P. Deurenberg, M. Yap et W.A. van Staveren, « Body mass index and percent body fat: a meta analysis among different ethnic groups », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 22(12), 1998, p.1164-1171.

20. R.J. Roberts, « Can self-reported data accurately describe the prevalence of overweight? », *Public Health*, 109(4), 1995, p. 275-284.
21. R. Kuczmarski, M.D. Carroll, K.M. Flegal *et al.*, « Varying Body Mass Index cutoff points to describe overweight prevalence among U.S. adults: NHANES III (1988 à 1994) », *Obesity Research*, 5(6), 1997, p. 542-548.
22. G.A. Bray, « An approach to the classification and evaluation of obesity », publié sous la direction de P. Bjorntorp et B.N. Brodoff, *Obesity*, Hagerstown, Maryland, J.B. Lippincott Company, 1992, p. 294-308.
23. G.A. Bray, « Obesity increases risk for diabetes », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 16(supplément 4), 1992, p. s13-s17.
24. R.C. Kessler, K.A. McGonagle, S. Zhao *et al.*, « Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States. Results from the National Comorbidity Survey », *Archives of General Psychiatry*, 51 1994, p. 8-19.
25. American Psychiatric Association, *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*, 3rd rev. ed., Washington, D.C., American Psychiatric Association, 1987.
26. K. Ferraro et Y. Yu, « Body weight and self-ratings of health », *Journal of Health and Social Behavior*, 36, 1995, p. 274-284.
27. K.L. Noblett, J.K. Jensen, D.R. Ostergard, « The relationship of body mass index to intra-abdominal pressure as measured by multichannel cystometry », *International Urogynecology Journal and Pelvic Floor Dysfunction*, 8(6), 1997, p. 323-326.
28. Orbis-AHCN, « Incontinence: symptom », [HealthAnswers Website], disponible à <http://www.healthanswers.com/database/ami/converted/003142.html>, site consulté le 6 novembre 1998.
29. C.L. Birmingham, J.L. Muller, A. Palepu *et al.*, « The cost of obesity in Canada », *Canadian Medical Association Journal*, 160, 1999, p. 483-488.

Les médicaments et les fractures causées par une chute chez les personnes âgées

Kathryn Wilkins

Résumé

Objectifs

Le présent article examine le lien entre la consommation de certains médicaments et les fractures causées par une chute chez les personnes de 65 ans et plus vivant à domicile.

Source des données

L'analyse se fonde sur les données transversales de la composante des ménages du cycle de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population. L'analyse porte sur un échantillon de 13 363 personnes de 65 ans et plus.

Techniques d'analyse

La statistique descriptive et l'analyse multidimensionnelle servent à examiner les liens de nature transversale entre l'usage de certains médicaments le mois qui a précédé l'entrevue et les fractures survenues au cours de l'année précédente. L'analyse par régression logistique multiple permet de tenir compte de l'effet des facteurs confusionnels éventuels.

Principaux résultats

Quelque 65 000 personnes âgées ayant subi une blessure limitant les activités en 1996-1997 ont indiqué que la blessure la plus grave avait été une fracture causée par une chute. La cote exprimant le risque de subir une fracture causée par une chute est significativement inférieure à la normale chez les personnes qui prennent des diurétiques et/ou des antihypertenseurs. En revanche, on observe un lien positif entre l'arthrite ou l'incontinence urinaire et les fractures causées par une chute.

Mots-clés

Médicaments, chutes, facteurs de risque, vieillissement, blessure.

Auteur

Kathryn Wilkins (613) 951-1769, wilkkat@statcan.ca travaille à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

Les deux tiers des blessures les plus graves limitant les activités des personnes âgées sont liées à une chute. Parmi ces blessures, environ la moitié sont des fractures¹. Ces dernières entraînent de graves conséquences en raison non seulement de la détresse personnelle et de la faiblesse qu'elles provoquent, mais aussi du besoin subséquent de services de santé et d'aide personnelle.

La diminution de la densité osseuse et de la masse musculaire sont autant de transformations anatomiques et physiologiques qui rendent les personnes vieillissantes plus frêles et plus vulnérables aux fractures. En plus des effets de l'âge, des facteurs extrinsèques influencent le risque de chute et de fracture. Les médicaments en sont une catégorie importante, notamment parce que les personnes âgées en consomment beaucoup et parce que leur âge avancé les rend plus sensibles aux effets chimiques des médicaments^{2,3}. Les résultats des études du lien entre la consommation de médicaments et le risque de fracture chez les personnes âgées sont quelque peu contradictoires. Par exemple, nombre de ces études donnent à penser que les médicaments prescrits

Méthodologie

Source des données

Les données proviennent du Fichier santé transversal de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada. L'ENSP compte une composante transversale ainsi qu'une composante longitudinale. Lancée en 1994-1995, l'enquête est conçue pour recueillir des renseignements sur la santé de la population du Canada tous les deux ans pendant une période allant jusqu'à 20 ans. Elle couvre les membres des ménages et les personnes placées en établissement de santé de l'ensemble des provinces et territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. Le fichier de données utilisé dans la présente analyse a trait à la population à domicile des provinces.

L'échantillon transversal de 1996-1997 comprend les membres du panel longitudinal ainsi que les personnes sélectionnées dans les échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage additionnelles) parrainés par trois provinces. Les données sur les personnes formant les échantillons supplémentaires, qui ont été sélectionnées par composition aléatoire (CA), sont incluses uniquement pour les besoins de l'analyse transversale.

Les données individuelles sont classées dans deux fichiers, à savoir le Fichier général et le Fichier santé. Le Fichier général rassemble, pour tous les membres des ménages participants, des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé. En outre, une personne a été sélectionnée au hasard dans chaque ménage participant pour fournir des renseignements détaillés sur sa santé. Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé, ainsi que les données du Fichier général pour les personnes qui ont été choisies au hasard.

Dans chaque ménage formant la composante transversale supplémentaire, une personne bien informée a donné pour chaque membre du ménage des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé. Ces renseignements ont été regroupés dans le Fichier général. En outre, dans chacun de ces ménages, une personne, qui n'était pas nécessairement la personne bien informée susmentionnée, a été choisie de façon aléatoire pour fournir des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé.

Dans chaque ménage formant la composante longitudinale, la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé était celle qui avait été sélectionnée au hasard à l'occasion du 1^{er} cycle (1994-1995) et, en général, celle qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général au moment du 2^e cycle.

En 1996-1997, un total de 81 804 personnes ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé pour le Fichier santé. Les taux de réponse transversaux de 1996-1997 pour le Fichier santé sont de 93,1 % pour le panel longitudinal et de 75,8 % pour l'échantillon sélectionné par CA, ce qui donne un taux de réponse global de 79,0 %.

L'analyse repose sur les données recueillies auprès de l'échantillon de 13 363 personnes de 65 ans et plus (échantillon pondéré représentant 3,4 millions de personnes) qui ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé en 1996-1997. De ce nombre, 564 ont indiqué qu'une chute accidentelle avait été la cause de la plus grave blessure limitant les activités subie au cours des 12 mois précédents et, de ces personnes, 281 ont dit avoir subi une fracture (tableaux A et B en annexe). L'analyse des données longitudinales aurait certes été préférable pour étudier les liens entre les médicaments et les fractures, mais la taille de l'échantillon longitudinal n'était tout simplement pas suffisante.

Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'entrevue de l'ENSP sont décrits plus en détail dans les rapports publiés au sujet de l'enquête^{4,5}.

Techniques d'analyse

Toutes les analyses portent sur des données qui ont été pondérées afin qu'elles soient représentatives des personnes de 65 ans et plus vivant à domicile dans les 10 provinces. Les statistiques descriptives s'appuient sur les données transversales du Fichier santé. L'étude porte sur les personnes qui ont déclaré en 1996-1997 qu'elles avaient subi au moins une blessure suffisamment grave pour limiter leurs activités normales au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue de l'ENSP et que la plus grave de ces blessures était une fracture causée par une chute.

La régression logistique multiple a servi à modéliser les liens de nature transversale entre l'usage déclaré de certains médicaments et une fracture causée par une chute.

Les médicaments dont on a examiné le lien éventuel avec les chutes causant une blessure sont les antidépresseurs, les diurétiques, les antihypertenseurs (médicaments pour la tension artérielle), les médicaments pour le cœur, les somnifères et les tranquillisants. Les antihypertenseurs sont généralement prescrits en combinaison avec d'autres médicaments, notamment les diurétiques⁶. Ainsi, certaines personnes qui disent prendre des antihypertenseurs pourraient, par inadvertance, considérer les diurétiques comme un médicament pour la tension artérielle. Par conséquent, une variable combinant les diurétiques et les antihypertenseurs a été définie. Pour cette variable, on a considéré comme une utilisation la déclaration de l'usage soit de médicaments pour la tension artérielle soit de diurétiques.

Les autres facteurs en rapport avec le risque de chutes accidentelles ou de fractures inclus dans le modèle logistique sont l'âge, le sexe, le revenu du ménage, la consommation d'alcool, l'usage du tabac, les problèmes de santé chroniques (arthrite/rhumatisme, diabète, séquelles d'un accident cérébrovasculaire, incontinence urinaire, déficience visuelle) et l'indice de masse corporelle. Les écarts types et les coefficients de variation ont été estimés par la méthode *bootstrap* pour tenir compte des effets du plan de sondage^{7,8}.

pour lutter contre la dépression et l'anxiété augmentent le risque de fracture ou de chute⁹⁻¹³. En revanche, d'autres ne révèlent aucun lien de ce genre¹⁴. Certaines études sur les diurétiques, prescrits pour réduire la rétention aqueuse et l'hypertension, indiquent que certaines préparations diminuent le risque de chute ou de fracture¹⁵⁻¹⁹. Par contre, d'autres n'ont nullement permis de déceler un tel lien ou ont même indiqué que la prise de diurétiques pouvait augmenter le risque de blessure ou de fracture causée par une chute^{9,14,20,21}. Des résultats contradictoires ont en outre été observés

en ce qui concerne les médicaments contre les troubles cardiovasculaires¹⁰.

La plupart des études du risque de fracture chez les personnes âgées reposent sur des données recueillies auprès de malades ou de résidents de collectivités particulières, mais certaines ont été menées auprès d'échantillons plus importants, représentatifs de la population, aux États-Unis et ailleurs^{22,23}. Au Canada, l'étude la plus importante d'un lien entre la prise de médicaments et les fractures effectuée auprès d'un échantillon représentatif de la population a eu lieu en

Limites

Le caractère transversal des données de la présente analyse, tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), ne permet d'établir ici aucun lien de cause à effet. Ce genre de données rend en effet impossible l'établissement d'un lien temporel entre les événements survenus durant une même période de référence. Les variables considérées comme autant de facteurs de risque de fracture n'ont par conséquent pu être déterminées comme étant antérieures ou postérieures à la fracture. Par exemple, la consommation de médicaments pour contrôler la douleur, le faible niveau d'activité physique ou la difficulté à se mouvoir sont des facteurs qui pourraient exister avant une fracture, auquel cas il conviendrait de considérer leur contribution en tant que facteurs de risque. Cependant, on pourrait aussi observer un lien transversal entre une fracture et n'importe lequel de ces facteurs parce qu'ils ont résulté de la fracture. Par conséquent, ces facteurs ont été exclus du modèle de régression.

Certaines différences entre les périodes de référence des variables dépendantes et indépendantes limitent l'interprétation des résultats. Par exemple, les données sur les médicaments consommés se rapportent uniquement à ce que la personne interrogée a pris durant le mois qui a précédé l'entrevue, tandis que la période de référence pour une fracture est l'année complète avant l'entrevue. Bien que la plupart des médicaments étudiés soient prescrits pour traiter des problèmes de santé chroniques et qu'ils ont vraisemblablement été pris pendant toute l'année et avant la chute, certains participants à l'enquête ont pu être incorrectement classés (en ce qui concerne la consommation de médicaments) au moment de l'analyse. Les liens observés pourraient donc être en réalité plus faibles qu'ils ne le sont en réalité.

Les données de l'ENSP sur les médicaments consommés durant le mois qui a précédé l'entrevue ne comportent aucun renseignement sur les ingrédients actifs. Or, l'absence de tels renseignements limite l'interprétation de l'analyse, particulièrement si des études antérieures ont établi un lien entre une substance particulière et le risque de faire des chutes. Pareillement, le

regroupement, dans le questionnaire de l'ENSP, de médicaments contenant des ingrédients actifs différents (par exemple, « antidépresseurs », « médicaments pour le cœur » et « médicaments pour la tension artérielle ») gêne l'interprétation de liens entre certains médicaments et les fractures causées par une chute.

La taille de l'échantillon de l'ENSP limite la portée de l'analyse. Certaines variables, dont l'hormonothérapie, auxquelles des études antérieures prêtaient une influence sur le risque de fracture chez les personnes âgées, n'ont pu être étudiées à cause du trop petit nombre de cas. Une situation semblable pourrait aussi expliquer, en partie, pourquoi l'analyse ne révèle aucun lien entre les fractures causées par une chute et certaines variables indépendantes, comme la déficience visuelle. Enfin, il aurait été préférable d'analyser séparément les liens chez l'homme et chez la femme, mais la petite taille de l'échantillon a nécessité le regroupement des données.

L'utilisation de l'indice de masse corporelle chez les personnes de plus de 65 ans n'est pas universellement recommandée, car la perte de taille due au vieillissement peut diminuer la validité de l'autodéclaration dans le cas d'une telle mesure²⁴. Néanmoins, l'IMC sert souvent à étudier le poids corporel des personnes âgées, ainsi que les chutes et les blessures causées par une chute en fonction du poids corporel^{12,23,25-32}. Cependant, nombre de ces travaux se fondent sur la mesure effective de la taille et du poids, alors que les données de l'ENSP sont autodéclarées.

L'analyse se limite à l'échantillon de la composante des ménages de l'ENSP. Par conséquent, les résultats ne peuvent être généralisés à l'ensemble de la population des personnes âgées, puisque 5 % d'entre elles sont placées dans des établissements de soins de longue durée³³. En outre, le manque de renseignements sur les personnes qui ont subi une chute ayant entraîné la mort ou le placement en établissement avant la collecte des données affaiblit les liens observés.

Enfin, les données de l'ENSP étant autodéclarées, on n'a pu vérifier leur validité.

Saskatchewan; des chercheurs y ont analysé des données administratives et constaté un lien négatif entre la consommation de diurétiques et le risque de fracture de la hanche¹⁸.

Toutefois, des données représentatives de la population de toutes les provinces du Canada ne sont disponibles que depuis récemment. L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) donne l'occasion d'étudier les fractures causées par une chute en regard de la consommation de médicaments et de caractéristiques personnelles, sociales et démographiques ainsi que de caractéristiques de l'état de santé (voir *Méthodologie, Limites et Définitions*).

Le présent article vise à fournir des précisions sur le lien entre la consommation de certains médicaments et les fractures causées par une chute chez les personnes de 65 ans et plus vivant à domicile, après avoir tenu compte de nombreux facteurs susceptibles de modifier le risque.

Les fractures sont nombreuses

On estime que, pour 65 000 personnes de 65 ans et plus (22 000 hommes et 43 000 femmes), la plus grave blessure limitant les activités subie en 1996-1997 a été une fracture causée par une chute. Environ le tiers de ces fractures ont été subies au bras ou à la main, et le quart, à la jambe ou au pied. Presque le cinquième (12 000) étaient des fractures de la hanche (tableau 1).

Tableau 1
Fracture causée par une chute considérée comme étant la plus grave blessure limitant les activités, selon le siège de la fracture, personnes de 65 ans et plus vivant à domicile, Canada, territoires non compris, 1996-1997

Siège de la fracture	Nombre	Pourcentage
Total	64 822[†]	100
Bras/main	21 731 [†]	34 [†]
Jambe/pied	16 657 [†]	26 [†]
Hanche	12 011 [†]	19 [†]
Tronc	5 736 [†]	9 [†]
Tous les autres sièges	8 687 [†]	13 [†]

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

Notes : Voir le tableau A en annexe pour la taille des échantillons. Les données ayant été arrondies, leur somme pourrait ne pas correspondre aux totaux indiqués.

[†] Coefficient de variation se situant entre 16,6 % et 25,0 %.

[‡] Coefficient de variation se situant entre 25,1 % et 33,3 %.

La consommation de médicaments est courante

Plus du tiers des personnes âgées ont déclaré qu'elles prenaient des antihypertenseurs, des diurétiques ou les deux, et 19 %, des médicaments pour le cœur (tableau 2). En outre, 8 % des personnes de 65 ans et plus prenaient des somnifères, 5 %, des tranquillisants et 4 %, des antidépresseurs. La consommation de diurétiques ou d'antihypertenseurs et de somnifères est plus courante chez les femmes, tandis que celle de

Tableau 2
Consommation de médicaments au cours du mois précédent et certaines caractéristiques selon le sexe, personnes de 65 ans et plus vivant à domicile, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total	Hommes	Femmes
	%		
Consommation de médicaments			
Antidépresseurs	4	4 [†]	5
Diurétiques/antihypertenseurs	36	32	40*
Médicaments pour le cœur	19	21	17*
Somnifères	8	7	9*
Tranquillisants	5	3	6
Âge			
65 à 74 ans	61	63	60
75 ans et plus	39	37	40
Revenu du ménage			
Élevé	61	68	56*
Faible	19	14	23*
Données non disponibles	20	18	21*
Consommation d'alcool			
Non quotidienne	90	85	93*
Quotidienne	9	14	6*
Données non disponibles	1	1	1 [†]
Usage du tabac			
N'a jamais fumé	44	26	58*
A déjà fumé	56	74	42*
Problème de santé chronique			
Arthrite/rhumatisme	42	34	49*
Diabète	11	12	9
Séquelles d'un accident cérébrovasculaire	4	5	3
Incontinence urinaire	6	4	7*
Déficience visuelle	5	4	7*
Indice de masse corporelle (IMC)			
Pas d'insuffisance pondérale (IMC ≥ 20)	88	93	85*
Insuffisance pondérale (IMC < 20)	8	5	11*
Données non disponibles	4	2	5*

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

Notes : Voir le tableau B en annexe pour la taille des échantillons. Les données ayant été arrondies, leur somme pourrait ne pas correspondre aux totaux indiqués.

[†] Coefficient de variation se situant entre 16,6 % et 25,0 %.

* Diffère de façon significative de l'estimation pour l'autre sexe.

médicaments pour le cœur est plus fréquente chez les hommes.

La seule catégorie de médicaments associée aux fractures est celle des diurétiques ou des antihypertenseurs. Le rapport de cotes exprimant le risque d'une fracture est deux fois plus faible pour

Tableau 3
Rapports corrigés de cotes exprimant le risque d'une fracture causée par une chute, selon certaines covariables, personnes de 65 ans et plus vivant à domicile, Canada, territoires non compris, 1996-1997

Facteur de risque	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Consommation de médicaments[†]		
Antidépresseurs	0,7	0,3 - 1,7
Diurétiques/antihypertenseurs	0,5*	0,3 - 0,9
Médicaments pour le cœur	1,6	0,9 - 2,9
Somnifères	0,7	0,3 - 1,8
Tranquillisants	1,3	0,5 - 3,6
Âge		
65 ans à 74 ans [‡]	1,0	...
75 ans et plus	1,7*	1,0 - 2,7
Femmes[§]		
	1,2	0,6 - 2,2
Revenu du ménage		
Élevé [‡]	1,0	...
Faible	1,5	0,8 - 3,1
Consommation d'alcool		
Non quotidienne [‡]	1,0	...
Quotidienne	0,8	0,4 - 1,5
Usage du tabac		
N'a jamais fumé [‡]	1,0	...
A déjà fumé	0,9	0,5 - 1,5
Problème de santé chronique^{††}		
Arthrite/rhumatisme	1,9*	1,2 - 3,0
Diabète	0,8	0,3 - 2,2
Séquelles d'un accident cérébrovasculaire	2,3	0,4 - 13,4
Incontinence urinaire	2,9*	1,1 - 7,2
Déficience visuelle	2,0	0,7 - 6,2
Indice de masse corporelle (IMC)		
Pas d'insuffisance pondérale [‡] (IMC ≥ 20)		
	1,0	...
Insuffisance pondérale (IMC < 20)	2,1*	1,0 - 4,3

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

Notes : Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,0 sont significatifs. L'analyse repose sur un total de 13 156 personnes. Une catégorie « données non disponibles » à l'égard du revenu du ménage, de la consommation d'alcool et de l'indice de masse corporelle a été incluse dans le modèle, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.

† La catégorie de référence est le fait de ne pas prendre de médicaments.

‡ Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est de 1,0.

§ La catégorie de référence est les hommes.

†† La catégorie de référence est l'absence du problème de santé.

* $p < 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

les personnes qui prennent des diurétiques ou des antihypertenseurs que pour celles qui n'en prennent pas (tableau 3). Ces résultats correspondent à ceux de nombreuses études déjà publiées à cet égard. Le caractère transversal des données de l'ENSP analysées limite l'interprétation des liens observés. Cependant, plusieurs grandes études prospectives réalisées aux États-Unis montrent que les diurétiques thiazidiques protègent contre les fractures^{16,17,34}. D'aucuns pensent que la diminution du risque de fracture tient au fait que ces diurétiques réduisent l'excrétion de calcium dans l'urine et ont donc un effet positif sur la densité osseuse^{16-19,34-36} (voir *Liens de causalité*).

Contrairement à celles d'autres études^{9,12,37}, les données de l'ENSP ne montrent aucun lien entre la consommation d'antidépresseurs ou de tranquillisants et les fractures causées par une chute. Ces résultats pourraient tenir au nombre assez faible de personnes qui ont dit prendre ces médicaments plutôt qu'à l'absence réelle d'un lien.

Masse corporelle, problèmes de santé chroniques

La cote exprimant le risque de subir une fracture est élevée chez les personnes dont l'indice de masse corporelle est faible. Toutefois, puisque les données de l'ENSP sont autodéclarées et que les personnes ont tendance à surestimer leur taille, particulièrement quand elles avancent en âge, la prévalence de l'insuffisance pondérale déterminée d'après les données de l'ENSP pourrait être surestimée³⁸. Toutefois, même si l'on tient compte de la classification erronée éventuelle de certaines personnes âgées dont le poids est, en fait, approprié à la taille, le lien entre l'insuffisance pondérale et la fracture persiste. Ce lien, que des études prospectives et d'autres avaient auparavant révélé, tient au fait que la teneur minérale de l'os est plus faible chez les personnes de faible poids que chez les autres^{6,28,29,39-41}.

Le lien entre une faible masse corporelle et la fracture est sans doute aussi le reflet d'une faible masse musculaire, d'une mauvaise alimentation et d'une plus grande fragilité, facteurs qui sont tous

liés au risque de fracture. La proportion de personnes ne pesant pas assez qui ont déclaré que leur état de santé général était mauvais ou passable est de 28 %, comparativement à 22 % des personnes ne présentant pas d'insuffisance pondérale (données non présentées).

Liens de causalité

Selon des études antérieures, de nombreux facteurs modifient le risque de faire des chutes et de subir des blessures causées par une chute. Plusieurs problèmes de santé chroniques, ainsi que certains médicaments, ont été associés aux chutes. Toutefois, les effets de variables qui sont elles-mêmes liées demeurent parfois obscurs et difficiles à distinguer. Ainsi, le lien entre les chutes et un médicament pourrait, en fait, être attribuable à un autre facteur dont on n'a pas tenu compte, comme la maladie que le médicament est censé traiter. Il importe donc de considérer les variables susceptibles d'être des facteurs confusionnels dans un lien apparent^{9,10}.

Dans la mesure du possible, des modèles de régression logistique multiple des fractures associées à une chute ont été construits afin d'inclure non seulement des variables indépendantes pour les médicaments, mais aussi des variables de contrôle tenant compte de tout effet de la maladie sous-jacente. Une variable pour l'hypertension a par exemple été introduite dans un modèle avec des diurétiques et des antihypertenseurs (données non présentées). Selon ce modèle, l'hypertension ne modifie aucunement le risque de fracture, résultat qui donne à penser que ce sont les médicaments plutôt que le problème de santé pour lequel ils sont indiqués qui sont liés à la diminution de la cote exprimant le risque de fracture. De même, la maladie cardiaque a été incluse dans le modèle avec les médicaments pour le cœur et les diurétiques/antihypertenseurs (données non présentées). Le rapport de cotes n'était pas significatif pour la maladie cardiaque.

Puisque des études antérieures ont révélé un lien entre l'arthrite et les chutes, cette maladie a été incluse dans le modèle à titre de variable de contrôle. Pour confirmer que l'augmentation du rapport de cotes observée pour l'arthrite est due au problème de santé plutôt qu'aux médicaments pris pour le combattre, une variable pour les analgésiques a aussi été incluse dans le modèle. Le rapport de cotes pour cette variable n'était pas significatif (données non présentées). L'effet de l'arthrite semble donc être indépendant de celui des analgésiques pris par les personnes qui souffrent de cette maladie.

La cote exprimant le risque de subir une fracture est nettement plus élevée chez les personnes âgées souffrant d'arthrite/rhumatisme ou d'incontinence urinaire, résultat selon lequel il existe un lien indépendant entre ces problèmes de santé et le risque de fracture, même si l'on tient compte des effets de l'âge et d'autres facteurs. Ces résultats corroborent ceux d'études antérieures^{14,26,42,43}. Le lien physiologique entre l'arthrite ou le rhumatisme et la fracture causée par une chute tient aux limitations de la mobilité inhérente à cette maladie. Dans le cas de l'incontinence urinaire, le lien est vraisemblablement moins direct. Selon des travaux de recherche antérieurs établissant un lien entre l'incontinence urinaire et la fracture de la hanche, la prévalence de troubles neurologiques serait plus forte chez les femmes incontinentes que chez les autres²⁶. Des problèmes de santé comme la maladie de Parkinson ou la démence provoquent un groupe de symptômes, dont l'incontinence et des troubles de la démarche et de l'équilibre. Ces derniers sont plus susceptibles d'augmenter la fréquence des blessures causées par une chute que l'incontinence urinaire proprement dite. Malheureusement, la nature transversale des données de l'ENSP exclut toute interprétation d'un lien entre les troubles de la mobilité et les fractures causées par une chute. Il se pourrait que l'incontinence urinaire soit un indice des problèmes de mobilité causés par les troubles neurologiques.

Conclusion

La présente analyse est la première à s'appuyer sur des données nationales représentatives de la population, pour examiner le lien entre la consommation de médicaments et les fractures causées par une chute chez les personnes âgées. Les résultats concordent en général avec ceux d'autres études, sauf en ce qui concerne l'absence de lien entre la consommation de tranquillisants et les blessures causées par une chute. Bien que le caractère transversal des données limite l'interprétation des résultats, le fait d'avoir inclus plusieurs variables pertinentes de l'Enquête nationale sur la santé de la population dans l'analyse multidimensionnelle réduit le risque d'observer des

liens attribuables, en réalité, à des facteurs confusionnels.

Les résultats de la présente analyse concordent avec les données selon lesquelles la prise de médicaments contre l'hypertension réduit le risque de fracture. Faisant remarquer que le risque d'effets secondaires graves lors de la prise de diurétiques thiazidiques est faible, au moins un observateur a mentionné (mais non recommandé) la possibilité d'un usage général éventuel de cette catégorie de médicaments chez les personnes âgées pour prévenir

la perte osseuse⁴⁰. Cette pratique n'est toutefois pas répandue à l'heure actuelle.

Les données de l'ENSP correspondent aussi à celles d'études selon lesquelles une insuffisance pondérale augmente le risque de fracture. Sauf dans les cas où l'amaigrissement est causé par une maladie chronique débilitante, le fait d'aider les personnes âgées ne pesant pas assez à atteindre ou à maintenir un poids approprié pourrait réduire le risque de fracture. Cependant, comme une faible proportion seulement de la population de personnes âgées

Définitions

On a demandé aux participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) si, l'année qui a précédé l'enquête, ils ont subi une blessure suffisamment grave pour limiter leurs activités normales. À ceux qui ont déclaré au moins une telle blessure, on a demandé de quel type était la blessure la plus grave (par exemple, fracture ou brûlure), quelle partie du corps a été atteinte et quelle a été la cause de la blessure (par exemple, chute, accident impliquant un véhicule automobile, agression). Comme l'ENSP ne permet de recueillir des données que sur la blessure la plus grave limitant les activités subie au cours des 12 derniers mois, on n'a pas pu déterminer le nombre ni la fréquence des fractures causées par une chute.

Les données sur la consommation de médicaments reposent sur les réponses à la question « Au cours du dernier mois, avez-vous pris un des médicaments suivants? » Les médicaments visés par l'analyse sont les « antidépresseurs », les « diurétiques », les « médicaments pour la tension artérielle », les « médicaments pour le cœur », les « somnifères » et les « tranquillisants tels que le Valium ».

L'analyse par régression comprend une variable pour l'âge. L'âge a été ventilé en deux catégories, à savoir les personnes de 65 à 74 ans et celles de 75 ans et plus.

Le revenu du ménage a été défini comme étant « faible » ou « élevé » en se fondant sur le revenu total du ménage et sur le nombre de personnes composant ce dernier :

Nombre de personnes dans le ménage	Niveau de revenu	
	Faible	Élevé
1 ou 2	Moins de 15 000 \$	15 000 \$ et plus
3 ou 4	Moins de 20 000 \$	20 000 \$ et plus
5 et plus	Moins de 30 000 \$	30 000 \$ et plus

Dans l'analyse par régression, les 20 % de personnes de 65 ans et plus qui n'ont pas fourni de renseignements sur leur revenu ont été regroupées sous la catégorie « revenu inconnu ».

À l'instar d'études antérieures, l'analyse a porté sur quatre problèmes de santé chroniques (arthrite/rhumatisme, diabète, séquelles d'un accident cérébrovasculaire et incontinence urinaire) ainsi que sur la déficience visuelle en regard du risque de subir une fracture^{14,25,26,37,44}. À cet égard, la question suivante a été posée aux participants à l'ENSP : « Un professionnel de la santé a-t-il diagnostiqué chez vous certains des problèmes de santé de longue durée (état qui persiste, ou qui devrait persister, pendant six mois ou plus) suivants? » Une déficience visuelle correspond à tout problème de la vue qui ne peut être corrigé au moyen de lentilles.

L'analyse a aussi considéré la consommation d'alcool, l'usage du tabac et la masse corporelle, qui sont autant de variables qui ont toutes été associées au risque de fracture chez les personnes âgées^{23,28,45-48}. La fréquence de la consommation d'alcool a été ventilée en deux catégories, à savoir non quotidienne (y compris jamais) ou quotidienne. La variable usage du tabac a été envisagée selon deux catégories, c'est-à-dire n'a jamais fumé ou a déjà fumé. L'indice de masse corporelle (IMC), calculé en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres, a été divisé en deux catégories : pas d'insuffisance pondérale (IMC égal ou supérieur à 20) et insuffisance pondérale (IMC inférieur à 20). Par exemple, une insuffisance pondérale correspondrait à un poids inférieur à 50 kg (110 livres) pour une personne mesurant 160 cm (63 pouces) ou à moins de 60 kg (132 livres) pour une personne mesurant 173 cm (68 pouces).

présente une insuffisance pondérale, le nombre de fractures que l'on pourrait prévenir chez ces personnes est beaucoup plus faible que le nombre de fractures que l'on pourrait éviter chez les personnes présentant des facteurs de risque plus courants, comme l'arthrite.

Même après correction pour tenir compte des effets de l'âge et d'autres caractéristiques connexes, la cote exprimant le risque de fracture demeure élevée chez les personnes souffrant d'arthrite ou d'incontinence urinaire. Des études menées auprès de personnes âgées vivant dans la collectivité et considérées comme courant un risque élevé de fracture laissent entendre que des programmes d'exercice physique et d'information permettraient de prévenir les chutes et de limiter le nombre de blessures que causent les chutes. On a constaté que des interventions adaptées aux besoins de la personne, y compris des exercices d'équilibre et de renforcement de la musculature, l'entraînement à la marche et l'enseignement de l'utilisation des appareils et accessoires fonctionnels, permettent de réduire les chutes et les blessures connexes⁴⁹. Étant donné la prévalence des chutes et des blessures causées par une chute chez les personnes âgées, d'aucuns ont recommandé d'intégrer systématiquement aux services de santé offerts aux personnes de plus de 75 ans une évaluation des facteurs augmentant le risque de faire des chutes, suivie par des programmes d'intervention, au besoin⁵⁰. Les avantages d'une démarche de ce genre pourraient être considérables, particulièrement dans le cas de personnes souffrant d'une maladie comme l'arthrite qui leur fait courir un plus grand risque de subir une fracture à la suite d'une chute. ●

Références

1. K. Wilkins, « Chutes, gens âgés et recours aux services de santé », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 47-57 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. W.J. Millar, « La polymédication chez les personnes âgées », *Rapports sur la santé*, 9(4), 1998, p. 11-18 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. C.G. Swift, J.M. Ewen et I.H. Stevenson, « Responsiveness to oral diazepam in the elderly: relationship to total and free plasma concentrations », *British Journal of Clinical Pharmacology*, 20, 1985, p. 111-118.
4. 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), 1998, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
6. C.M. Krogh, rédacteur en chef, *Compendium of Pharmaceuticals and Specialties*, Ottawa, Ontario, Association pharmaceutique canadienne, 1994.
7. 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.
8. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
9. R.G. Cumming, J.P. Miller, J.L. Kelsey *et al.*, « Medications and multiple falls in elderly people: the St. Louis OASIS Study », *Age and Ageing*, 20, 1991, p. 455-461.
10. R.G. Cumming, « Epidemiology of medication-related falls and fractures in the elderly », *Drugs and Aging*, 12(1), 1998, p. 43-53.
11. W.A. Ray, M.R. Griffin, W. Schaffner *et al.*, « Psychotropic drug use and the risk of hip fracture », *The New England Journal of Medicine*, 316(7), 1987, p. 363-369.
12. S.R. Cummings, M.C. Nevitt, W.S. Browner *et al.*, « Risk factors for hip fracture in white women », *The New England Journal of Medicine*, 1995, 332(12), p. 767-773.
13. R.M. Grad, « Benzodiazepines for insomnia in community-dwelling elderly: a review of benefit and risk », *Journal of Family Practice*, 41(5), 1995, p. 473-481.
14. W.C. Graafmans, M.E. Ooms, H.M.A. Hofstee *et al.*, « Falls in the elderly: A prospective study of risk factors and risk profiles », *American Journal of Epidemiology*, 143(11), 1996, p. 1129-1136.
15. J.L. O'Loughlin, Y. Robitaille, J.-F. Boivin *et al.*, « Incidence of and risk factors for falls and injurious falls among the community-dwelling elderly », *American Journal of Epidemiology*, 137(3), 1993, p. 342-354.
16. D.T. Felson, D. Sloutskis, J.J. Anderson *et al.*, « Thiazide diuretics and the risk of hip fracture, Results from the Framingham Study », *Journal of the American Medical Association*, 265(3), 1991, p. 370-373.
17. A.Z. LaCroix, J. Wienpahl, L.R. White *et al.*, « Thiazide diuretic agents and the incidence of hip fracture », *The New England Journal of Medicine*, 322(5), 1990, p. 286-290.
18. W.A. Ray, M.R. Griffin, W. Downey *et al.*, « Long-term use of thiazide diuretics and risk of hip fracture », *The Lancet*, 1, 1989, p. 687-690.
19. G. Jones, T. Nguyen, P.N. Sambrook *et al.*, « Thiazide diuretics and fractures: can meta-analysis help? », *Journal of Bone and Mineral Research*, 10(1) 1995, p. 106-111.

20. A.J. Blake, K. Morgan, M.J. Bendall *et al.*, « Falls by elderly people at home: prevalence and associated factors », *Age and Ageing*, 17(6), 1988, p. 365-372.
21. A.H. Myers, S.P. Baker, M.L. VanNatta *et al.*, « Risk factors associated with falls and injuries among elderly institutionalized persons », *American Journal of Epidemiology*, 133, 1991, p. 1179-1190.
22. M.E. Farmer, T. Harris, J.H. Madans *et al.*, « Anthropometric indicators and hip fracture: the NHANES I epidemiologic follow-up study », *Journal of the American Geriatric Society*, 37, 1989, p. 9-16.
23. H.E. Meyer, A. Tverdal et J.A. Falch, « Body height, body mass index, and fatal hip fractures: 16 years' follow-up of 674,000 Norwegian women and men », *Epidemiology*, 6(3), 1995, p. 299-305.
24. Santé et Bien-être Canada, Canadian Guidelines for Better Weights (n° H39-134/1988F) Ottawa, Approvisionnement et Services Canada, 1988.
25. J.E. Dunn, M.A. Rudberg, S.E. Furner *et al.*, « Mortality, disability, and falls in older persons: The role of underlying disease and disability », *American Journal of Public Health*, 82(3), 1992, p. 395-400.
26. C. Johansson, L. Hellström, P. Ekelund *et al.*, « Urinary incontinence: a minor risk factor for hip fractures in elderly women », *Maturitas*, 25(1), 1996, p. 21-28.
27. A. Paganini-Hill, A. Chao, R.K. Ross *et al.*, « Exercise and other factors in the prevention of hip fracture: The Leisure World Study », *Epidemiology*, 2(1), 1991, p. 16-25.
28. K.E. Ensrud, R.C. Lipschutz, J.A. Cauley *et al.*, « Body size and hip fracture risk in older women: A prospective study », *American Journal of Medicine*, 103, 1997, p. 274-280.
29. C. Cooper, D.J.P. Barker et C. Wickham, « Physical activity, muscle strength, and calcium intake in fracture of the proximal femur in Britain », *British Medical Journal*, 297, 1998, p. 1443-1446.
30. J.C. Will, C. Denny, M. Serdula *et al.*, « Trends in body weight among American Indians: Findings from a telephone survey, 1985 through 1996 », *American Journal of Public Health*, 89(3), 1999, p. 395-398.
31. D.A. Galuska, M. Serdula, E. Pamuk *et al.*, « Trends in overweight among US adults from 1987 to 1993: A multistate telephone survey », *American Journal of Public Health*, 86(12), 1996, p. 1729-1735.
32. R.J. Kuczmarski, K.M. Flegal, S.M. Campbell *et al.*, « Increasing prevalence of overweight among US adults », *Journal of the American Medical Association*, 272(3), 1994, p. 205-211.
33. P. Tully et C. Mohl, « Résidents âgés des établissements de santé », *Rapports sur la santé*, 7(3), 1995, p. 27-30 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
34. D. Feskanich, W.C. Willett, M.J. Stampfer *et al.*, « A prospective study of thiazide use and fractures in women », *Osteoporosis International*, 7, 1997, p. 79-84.
35. T.V. Nguyen, J.A. Eisman, P.J. Kelly *et al.*, « Risk factors for osteoporotic fractures in elderly men », *American Journal of Epidemiology*, 144(3), 1996, p. 255-263.
36. R.M. Herings, B.H. Stricker, A. de Boer *et al.*, « Current use of thiazide diuretics and prevention of femur fractures », *Journal of Clinical Epidemiology*, 49(1), 1996, p. 115-119.
37. K. Koski, H. Luukinen, P. Laippala *et al.*, « Physiological factors and medications as predictors of injurious falls by elderly people: A prospective population-based study », *Age and Ageing*, 25, 1996, p. 29-38.
38. W.J. Millar, « Distribution of body weight and height: Comparison of estimates based on self-reported and observed measures », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 40, 1986, p. 319-323.
39. S.R. Cummings, J.L. Kelsey, M.C. Nevitt *et al.*, « Epidemiology of osteoporosis and osteoporotic fractures », *Epidemiologic Reviews*, 7, 1985, p. 178-207.
40. D. Hemenway, G.A. Colditz, W.C. Willett *et al.*, « Fractures and lifestyle: Effect of cigarette smoking, alcohol intake, and relative weight on the risk of hip and forearm fractures in middle-aged women », *American Journal of Public Health*, 78(12), 1988, p. 1554-1558.
41. A. Malmivaara, M. Heliövaara, P. Knekt *et al.*, « Risk factors for injurious falls leading to hospitalization or death in a cohort of 19,500 adults », *American Journal of Epidemiology*, 138(6), 1993, p. 384-394.
42. C. Sartoretti, S. Sartoretti-Schefer, R. Ruckert *et al.*, « Comorbid conditions in old patients with femur fractures », *Journal of Trauma*, 43(4), 1997, p. 570-577.
43. M.E. Tinetti, M. Speechley et S.F. Ginter, « Risk factors for falls among elderly persons living in the community », *The New England Journal of Medicine*, 319(26), 1988, p. 1701-1707.
44. D. Prudham et J. Grimley Evans, « Factors associated with falls in the elderly: a community study », *Age and Ageing*, 10, 1981, p. 141-146.
45. D.T. Felson, D.P. Kiel, J.J. Anderson *et al.*, « Alcohol consumption and hip fractures: The Framingham Study », *American Journal of Epidemiology*, 128(5), 1988, p. 1102-1110.
46. C. La Vecchia, E. Negri, F. Levi *et al.*, « Cigarette smoking, body mass and other risk factors for fractures of the hip in women », *International Journal of Epidemiology*, 20(3), 1991, p. 671-677.
47. M.R. Law et A.K. Hackshaw, « A meta-analysis of cigarette smoking, bone mineral density and risk of hip fracture: recognition of a major effect », *British Medical Journal*, 315, 1997, p. 841-846.
48. R.G. Cumming et R.J. Klineberg, « Case-control study of risk factors for hip fractures in the elderly », *American Journal of Epidemiology*, 139(5), 1994, p. 493-503.
49. M.E. Tinetti, D.I. Baker, G. McAvay *et al.*, « A multifactorial intervention to reduce the risk of falling among elderly people living in the community », *The New England Journal of Medicine*, 331(13), 1994, p. 821-827.
50. M.E. Tinetti et M. Speechley, « Prevention of falls among the elderly », *The New England Journal of Medicine*, 320(16), 1994, p. 1055-1059.

Annexe

Tableau A

Nombre de fractures causées par une chute attribuables à la plus grave blessure limitant les activités, selon le siège de la fracture, personnes de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1996-1997

Siège de la fracture	Nombre
Total	281
Bras/main	79
Jambe/pied	63
Hanche	62
Tronc	36
Tous les autres sièges	41

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

Tableau B

Nombre de médicaments consommés au cours du mois précédent, et certaines caractéristiques selon le sexe, personnes de 65 ans et plus vivant à domicile, Canada, territoires non compris

	Total	Hommes	Femmes
Total	13 363	5 357	8 006
Consommation de médicaments			
Antidépresseurs	522	155	367
Diurétiques/antihypertenseurs	5 060	1 737	3 323
Médicaments pour le cœur	2 577	1 166	1 411
Somnifères	1 004	302	702
Tranquillisants	567	148	419
Âge			
De 65 à 74 ans	7 780	3 390	4 390
75 ans et plus	5 583	1 967	3 616
Revenu du ménage			
Faible	2 780	762	2 018
Élevé	7 119	3 301	3 818
Données non disponibles	3 464	1 294	2 170
Consommation d'alcool			
Non quotidienne	11 925	4 475	7 450
Quotidienne	1 207	793	414
Données non disponibles	231	89	142
Usage du tabac			
N'a jamais fumé	6 221	1 519	4 702
A déjà fumé	7 034	3 801	3 233
Données non disponibles	108	37	71
Problèmes de santé chroniques			
Arthrite/rhumatisme	6 256	1 975	4 281
Diabète	1 314	593	721
Séquelles d'un accident vasculaire cérébral	555	269	286
Incontinence urinaire	904	306	598
Déficiences visuelle	721	220	501
Indice de masse corporelle (IMC)			
Pas d'insuffisance pondérale (IMC ≥ 20)	11 870	5 048	6 822
Insuffisance pondérale (IMC < 20)	953	194	759
Données non disponibles	540	115	425

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

L'assurance-soins dentaires et l'utilisation des services de soins dentaires

Wayne J. Millar et David Locker

Résumé

Objectifs

Le présent article porte sur les différences socioéconomiques en matière d'assurance-soins dentaires observées chez les Canadiens de 15 ans et plus, ainsi que sur les facteurs associés à l'utilisation des services de soins dentaires.

Source des données

Les données sur l'assurance-soins dentaires et sur l'utilisation des services de soins dentaires proviennent du fichier de données transversales de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997 réalisée par Statistique Canada. L'échantillon comprend 70 884 personnes de 15 ans et plus.

Techniques d'analyse

La régression logistique a servi à modéliser les variables associées à l'assurance-soins dentaires et aux visites chez le dentiste l'année précédente. Une méthode pondérée de rééchantillonnage *bootstrap* a en outre été utilisée pour estimer la variance.

Principaux résultats

En 1996-1997, 53 % des personnes de 15 ans et plus ont dit qu'elles avaient une assurance-soins dentaires et 59 %, qu'elles avaient rendu visite à un dentiste l'année précédente. La cote exprimant la possibilité de consulter un dentiste est nettement plus basse pour les personnes dont le revenu et le niveau de scolarité sont faibles, même si elles ont une assurance, que pour celles dont le revenu et le niveau de scolarité sont plus élevés.

Mots clés

Soins dentaires, services d'hygiène dentaire, enquêtes sur la santé, statut socioéconomique.

Auteurs

Wayne J. Millar (613) 951-1631, millway@statcan.ca travaille à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6 et David Locker travaille au département de dentisterie communautaire de l'Université de Toronto, Toronto, M5G 1G6.

De nos jours, l'affection dentaire est sans doute l'un des problèmes de santé les plus courants. Pourtant, comme elle n'est, en général, ni spectaculaire ni mortelle, ses répercussions dans le domaine de la santé publique n'ont guère été pleinement évaluées¹. Selon des études récentes, la santé dentaire aurait un effet sur les dimensions fonctionnelles, psychologiques et sociales de l'état de santé général². Les problèmes dentaires peuvent également causer une réduction considérable de l'activité quotidienne, y compris la perte de journées de travail ou d'études³.

Comme la santé dentaire est un élément important de l'état de santé général, il est essentiel que tous les Canadiens reçoivent des soins dentaires adéquats. En fait, les affections buccales et les problèmes dentaires peuvent, en grande partie, être prévenus. Les examens de contrôle réguliers (au moins une visite chez le dentiste tous les ans ou tous les deux ans) sont importants pour tout le monde.

Même les personnes qui n'ont plus de dents naturelles ont intérêt à passer régulièrement une visite de suivi chez le dentiste pour l'entretien de leurs prothèses dentaires, ainsi que pour le dépistage du cancer de l'oropharynx (arrière-gorge) ou de lésions non cancéreuses⁴.

La capacité de payer pour les services est un déterminant important des visites chez le dentiste. Le nombre de visites par personne a tendance à augmenter parallèlement au revenu du ménage, parce que les soins dentaires, particulièrement les soins préventifs, sont facultatifs. Des études menées

Méthodologie

Sources des données

Le présent article repose sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'enquête est conçue pour recueillir des renseignements sur la santé de la population du Canada tous les deux ans^{5,6}. Elle couvre les membres des ménages et les personnes placées en établissement de santé de l'ensemble des provinces et territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP comprend une composante longitudinale ainsi qu'une composante transversale. Les personnes qui font partie du panel longitudinal seront suivies pendant une période allant jusqu'à 20 ans.

L'échantillon transversal de 1996-1997 comprend les membres du panel longitudinal, ainsi que les personnes sélectionnées dans les échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage additionnelles) parrainés par trois provinces. Les données sur les personnes formant les échantillons supplémentaires, qui ont été sélectionnées par composition aléatoire (CA), sont incluses uniquement pour les besoins de l'analyse transversale.

Les données individuelles sont classées dans deux fichiers, à savoir le Fichier général et le Fichier santé. On a recueilli dans le Fichier général des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé de tous les membres des ménages participants. En outre, on a sélectionné au hasard dans chaque ménage participant une personne à laquelle on a demandé de fournir des renseignements détaillés sur sa santé. Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé, ainsi que les données du Fichier général pour les personnes qui ont été choisies au hasard.

Dans chaque ménage formant la composante transversale supplémentaire, une personne bien informée a donné sur chaque membre du ménage des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé qui figurent dans le Fichier général. En outre, dans chacun de ces ménages, on a choisi au hasard une personne, qui n'était pas nécessairement la personne bien informée susmentionnée, à laquelle on a demandé de fournir des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé.

Dans chaque ménage formant la composante longitudinale, la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé était la personne qui avait été sélectionnée au hasard à l'occasion du premier cycle (1994-1995) et, en général, la personne qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général au moment du deuxième cycle (1996-1997).

En 1996-1997, le taux de réponse transversal pour le Fichier santé était de 93,1 % pour le panel longitudinal et de 75,8 % pour l'échantillon sélectionné par CA, ce qui donne un taux de réponse global de 79,0 %. Le Fichier santé contient des renseignements sur 81 804 personnes sélectionnées au hasard.

La présente analyse, qui se fonde sur les données transversales du deuxième cycle de l'ENSP recueillies auprès d'un échantillon de 70 884 Canadiens de 15 ans et plus, décrit le pourcentage de personnes qui ont une assurance-soins dentaires et l'utilisation des services de soins dentaires. Les données analysées ont trait à la population à domicile des 10 provinces (tableau A en annexe).

Des renseignements supplémentaires ont été tirés de l'Enquête promotion santé Canada de 1990 réalisée par Santé Canada.

Techniques d'analyse

Les rapports de cotes corrigés et non corrigés ont été calculés afin d'examiner le lien entre les caractéristiques socioéconomiques, l'assurance-soins dentaires et le nombre de visites chez le dentiste l'année qu'a précédé l'entrevue.

Toutes les estimations fondées sur les données de l'ENSP ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population du Canada à la date de l'enquête. La population canadienne de 15 ans et plus (hommes et femmes confondus) de 1996-1997 a servi de référence pour le calcul direct des taux comparatifs. Une méthode *bootstrap* pondérée de rééchantillonnage a en outre permis de calculer les coefficients de variation des totaux et des taux^{7,8}. Cette méthode a aussi été utilisée pour estimer les écarts-types entrant dans le calcul des intervalles de confiance des rapports de cotes. Les résultats observés au niveau de signification de 0,05 % ont été considérés comme étant statistiquement significatifs.

en Grande-Bretagne, en Australie et aux États-Unis ont révélé que les personnes plus défavorisées sur le plan socioéconomique recourent moins souvent que les autres aux services de soins dentaires préventifs⁹⁻¹¹. En outre, selon de nombreuses études, la santé dentaire des personnes qui appartiennent aux groupes socioéconomiques les plus désavantagés est moins bonne que celle des personnes faisant partie des groupes mieux nantis^{9,12,13}.

Au Canada, plusieurs études ont fait ressortir les disparités de l'utilisation des services de soins dentaires selon le statut socioéconomique¹². Une analyse réalisée au Québec montre que le revenu et le niveau de scolarité comptent parmi les facteurs les plus fortement liés à l'utilisation des services d'hygiène dentaire⁹. En outre, une étude menée auprès d'adultes âgés en Ontario indique que la probabilité de consulter un dentiste est fortement

Définitions

La question suivante a été posée aux participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) : « Avez-vous une assurance qui couvre en partie ou en totalité vos frais dentaires? ». La couverture pour soins dentaires a été ventilée en deux catégories, à savoir les personnes assurées et les personnes non assurées. Tous les renseignements concernant la couverture par une assurance-soins dentaires se fondent sur des réponses sans procuration.

On a demandé aux participants à l'enquête : « À quand remonte votre dernière visite à un dentiste? ». À ceux qui ont répondu « moins d'un an », on a demandé : « Pourquoi allez-vous chez le dentiste? ». Le responsable de l'entrevue n'a pas lu la liste qui suit, mais a coché toutes les réponses pertinentes : pour s'assurer que tout va bien; examen couvert par l'assurance; dépister les problèmes de façon précoce; pour une bonne santé dentaire; pour prendre soin des dents/gencives/dentiers; pour un détartrage/traitement au fluorure/entretien; pour un plombage/une extraction; pour faire vérifier un appareil dentaire/des broches; autres (préciser). Il était permis de donner plus d'une réponse.

Aux personnes qui n'avaient pas rendu visite à un dentiste l'année précédente, on a demandé quand elles l'avaient fait pour la dernière fois. À celles qui n'étaient pas allées chez le dentiste au cours des trois dernières années, on a demandé : « Pourquoi n'avez-vous pas consulté un dentiste au cours des trois dernières années? ». De nouveau, les réponses pertinentes ont été cochées sans que la liste de celles-ci ne soit lue : n'a pas eu l'occasion de s'en occuper; pas nécessaire - selon le répondant; pas nécessaire - selon le médecin; responsabilités personnelles ou familiales; service non disponible - lorsqu'il était requis; service non disponible - dans la région; délai d'attente trop long; problèmes - de transport; problèmes - de langue; coût; ne savait pas où aller/mal informé(e); peur (par exemple, trop douloureux/gênant/dépister un problème); porte un dentier; autre (préciser).

Six groupes d'âge ont été définis pour les besoins de l'analyse : 15 à 24 ans, 25 à 34 ans, 35 à 44 ans, 45 à 54 ans, 55 à 64 ans et 65 ans et plus.

Le lieu de résidence a été classé dans la catégorie région rurale ou région urbaine.

Quatre groupes de *revenu du ménage* ont été définis en tenant compte à la fois du revenu du ménage et du nombre de personnes qui composent ce dernier :

Groupe de revenu	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu du ménage
Inférieur/moyen-inférieur	1 ou 2	Moins de 14 999 \$
	3 ou 4	Moins de 19 999 \$
	5 et plus	Moins de 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 ou 4	80 000 \$ et plus
	5 et plus	80 000 \$ et plus

Le niveau de scolarité a été ventilé en quatre catégories : pas de diplôme d'études secondaires; diplôme d'études secondaires; certaines études postsecondaires et diplôme d'études postsecondaires.

On a défini les catégories de *situation d'activité* suivantes : travaille à l'heure actuelle, ne travaille pas à l'heure actuelle (autrement dit, possède un emploi mais ne travaille pas à l'heure actuelle, ou n'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois) et a travaillé les 12 derniers mois, mais situation d'activité courante inconnue.

liée à l'existence d'une assurance-soins dentaires¹⁴. Enfin, le revenu est un facteur qui influe, lui aussi, sur la fréquence des visites chez le dentiste, les taux les plus faibles étant observés chez les personnes à faible revenu et non assurées¹⁴.

Le présent article décrit, en s'appuyant sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la

Limites

Afin d'être aussi inclusif que possible, le questionnaire de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) parle d'« assurance » plutôt que de « couverture par un régime de soins dentaires ». Or, la couverture par un régime de soins dentaires n'est, en fait, pas une forme d'assurance, mais un avantage économique en vertu duquel une partie ou l'ensemble des frais pour soins dentaires sont prépayés.

En outre, les estimations de la couverture par une assurance-soins dentaires reflètent les perceptions individuelles. Certaines personnes peuvent avoir mal interprété la question au sujet de l'assurance-soins dentaires. Par exemple, quand on leur a posé la question « Avez-vous une assurance qui couvre en partie ou en totalité vos frais dentaires? », certaines n'étaient peut-être pas au courant qu'elles étaient couvertes par le régime d'un conjoint ou d'un parent, ou par un régime scolaire ou associé à la pratique d'un sport. Il est également possible que certaines personnes qui ont déclaré avoir une assurance-soins dentaires obtiennent cette couverture aux termes d'un régime d'aide sociale, qui ne couvre que les soins dentaires d'urgence élémentaires. D'autres pourraient ne pas avoir considéré les services de soins dentaires fournis au titre du programme d'aide sociale comme une assurance-soins dentaires.

Les données de l'ENSP ne fournissent aucun renseignement sur la portée ni sur le type de couverture pour soins dentaires. Elles ne fournissent pas non plus de renseignements sur la part des frais que l'assuré est censé payer, alors que ce genre de dépenses pourrait avoir un effet sur le recours aux services de soins dentaires.

On n'a pas demandé aux personnes qui ont participé à l'ENSP si elles avaient encore des dents naturelles. Par conséquent, il est impossible, d'après les données de cette enquête, de faire la distinction entre la population de personnes qui ont encore leurs dents et la population de personnes édentées. En revanche, lors de l'Enquête promotion santé Canada de 1990, les participants se sont vu demander combien de dents il leur restait; ceux qui ne possédaient plus aucune dent naturelle ont été classés dans la catégorie des personnes édentées¹⁵.

population (ENSP) de 1996-1997, dans quelle mesure les Canadiens ont une assurance-soins dentaires et quels effets cette couverture a sur le recours aux services de soins dentaires (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*).

La moitié de la population est couverte par une assurance-soins dentaires

Le règlement des honoraires pour soins dentaires incombe généralement au bénéficiaire des soins. Un grand nombre de personnes ont un régime privé d'assurance-soins dentaires, souvent offert par l'employeur. D'autres ont droit à la couverture en vertu d'un régime d'assurance provincial. La plupart des provinces accordent la couverture aux enfants, aux personnes âgées et aux bénéficiaires de l'aide sociale¹⁶. Quelques provinces (la Colombie-Britannique, le Québec et Terre-Neuve) offrent des programmes spéciaux de dentisterie préventive pour les enfants¹⁷.

Selon l'ENSP de 1996-1997, environ la moitié des Canadiens de 15 ans et plus (53 %) ont une assurance-soins dentaires (tableau 1). Les personnes d'âge moyen sont celles chez lesquelles la couverture est généralement la plus fréquente. Alors qu'à peine plus de la moitié des personnes de 15 à 24 ans (54 %) ont dit avoir une assurance-soins dentaires, le taux grimpe à 64 % pour celles de 35 à 44 ans. Chez les personnes plus âgées, le taux baisse et le cinquième seulement (21 %) du groupe des 65 ans et plus ont dit être assurés. La cote non corrigée exprimant la possibilité d'avoir une assurance-soins dentaires est nettement plus faible pour le groupe des 65 ans et plus que pour tout autre groupe d'âge (tableau B en annexe).

Le taux élevé de couverture du groupe d'âge moyen reflète vraisemblablement certains avantages sociaux souvent offerts par les employeurs. En fait, le taux de couverture est de 60 % chez les personnes qui travaillent, alors qu'il atteint 41 % chez celles qui ne travaillent pas.

L'assurance-soins dentaires est fortement liée au revenu du ménage. Le taux de personnes couvertes est environ trois fois plus élevé pour le groupe de revenu supérieur que pour le groupe inférieur (70 % comparativement à 23 %). Le taux de personnes

couvertes augmente aussi parallèlement au niveau de scolarité, mais le taux de variation est moins prononcé que pour le revenu du ménage.

Naturellement, l'âge, la situation d'activité, le revenu et le niveau de scolarité sont des facteurs qui sont en général tous liés à l'assurance-soins dentaires. Après correction pour tenir compte de l'effet du sexe, de l'âge, de la province, du lieu de résidence, du revenu du ménage et de la situation d'emploi, la cote exprimant la possibilité que les titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires aient une assurance-soins dentaires est plus élevée qu'elle ne l'est pour les personnes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires (tableau 2). En revanche, chacune des autres variables est liée de façon significative à l'assurance-soins dentaires. Par exemple, la cote exprimant la possibilité d'être assuré est plus de sept fois plus élevée pour les personnes appartenant au groupe de revenu supérieur que pour celles appartenant au groupe inférieur. En outre, cette cote est quatre fois plus élevée pour les personnes de 35 à 44 ans que pour les personnes âgées. La cote exprimant la possibilité d'être assuré est également plus forte pour les femmes que pour les hommes, pour les résidents des régions urbaines que pour ceux des régions rurales et pour les travailleurs que pour les personnes qui ne travaillent pas.

Utilisation des services de soins dentaires

Presque 6 Canadiens de 15 ans et plus sur 10 (59 %), soit environ 13,9 millions de personnes, ont dit avoir rendu visite à un dentiste l'année précédant l'entrevue de l'ENSP de 1996-1997 (tableau 3, tableau C en annexe). En revanche, en 1978-1979, la proportion était de 47 %^{18,19}.

Les femmes sont plus susceptibles que les hommes d'aller chez le dentiste : 62 % contre 56 %. La proportion de personnes qui vont chez le dentiste varie selon l'âge. Plus de 60 % des personnes de 15 à 54 ans ont consulté un dentiste, comparativement à 51 % seulement de celles de 55 à 64 ans et 40 % de personnes du troisième âge.

La fréquence des visites chez le dentiste varie considérablement selon le revenu du ménage et le

Tableau 1

Population à domicile de 15 ans et plus possédant une assurance-soins dentaires, selon certaines caractéristiques socioéconomiques, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Population totale	Population avec assurance-soins dentaires	% corrigé pour l'âge
	en milliers	en milliers	
Les deux sexes	23 444	12 318	53
Hommes	11 519	6 119	53
Femmes	11 925	6 199	53
Groupe d'âge			
15 à 24 ans	3 983	2 147	54
25 à 34 ans	4 472	2 620	59
35 à 44 ans	5 238	3 362	64
45 à 54 ans	3 771	2 299	61
55 à 64 ans	2 565	1 159	45
65 ans et plus	3 416	730	21
Province			
Terre-Neuve	449	178	39
Île-du-Prince-Édouard	107	51	48
Nouvelle-Écosse	738	357	49
Nouveau-Brunswick	607	312	51
Québec	5 862	2 283	39
Ontario	8 879	5 305	60
Manitoba	857	470	56
Saskatchewan	752	363	50
Alberta	2 121	1 222	57
Colombie-Britannique	3 072	1 777	58
Lieu de résidence			
Région rurale	4 047	1 863	46
Région urbaine	19 388	10 448	54
Données non disponibles	10	7	--
Groupe de revenu du ménage			
Inférieur/moyen-inférieur	3 051	680	23
Moyen	5 865	2 396	42
Moyen-supérieur	7 655	5 082	64
Supérieur	2 966	2 213	70
Données non disponibles	3 906	1 948	51
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires	6 377	2 488	40
Diplôme d'études secondaires	3 909	2 094	53
Certaines études postsecondaires	5 398	2 933	53
Diplôme d'études postsecondaires	7 595	4 734	59
Données non disponibles	165	69	49
Situation d'activité			
Travaille à l'heure actuelle	13 816	8 819	60
Ne travaille pas à l'heure actuelle†	8 234	3 167	41
A travaillé les 12 derniers mois, situation d'activité courante			
inconnue	127	63	48
Données non disponibles	1 268	269	61

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

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

† Ne travaille pas à l'heure actuelle, mais possède un emploi ou n'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois.

-- Nombres infimes

Tableau 2

Rapports corrigés de cotes exprimant la possibilité d'avoir une assurance-soins dentaires, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe		
Hommes	0,91*	0,84 - 0,97
Femmes†	1,00	...
Groupe d'âge		
15 à 24 ans	3,96*	3,41 - 4,60
25 à 34 ans	3,26*	2,80 - 3,78
35 à 44 ans	4,27*	3,73 - 4,89
45 à 54 ans	3,47*	3,02 - 3,97
55 à 64 ans	2,21*	1,91 - 2,56
65 ans et plus†	1,00	...
Province		
Terre-Neuve†	1,00	...
Île-du-Prince-Édouard	1,29	0,98 - 1,69
Nouvelle-Écosse	1,28	0,99 - 1,67
Nouveau-Brunswick	1,45*	1,11 - 1,87
Québec	0,68*	0,55 - 0,84
Ontario	1,86*	1,53 - 2,25
Manitoba	1,57*	1,29 - 1,92
Saskatchewan	1,25	0,98 - 1,60
Alberta	1,65*	1,35 - 2,02
Colombie-Britannique	1,52*	1,19 - 1,95
Lieu de résidence		
Région rurale†	1,00	...
Région urbaine	1,29*	1,18 - 1,42
Groupe de revenu du ménage		
Inférieur/moyen-inférieur†	1,00	...
Moyen	2,33*	2,05 - 2,65
Moyen-supérieur	5,99*	5,24 - 6,83
Supérieur	7,39*	6,26 - 8,73
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,00	...
Diplôme d'études secondaires	1,06	0,95 - 1,19
Certaines études postsecondaires	1,04	0,93 - 1,15
Diplôme d'études postsecondaires	1,16*	1,05 - 1,30
Situation d'activité		
Travaille à l'heure actuelle	1,40*	1,28 - 1,53
Ne travaille pas à l'heure actuelle†	1,00	...
A travaillé les 12 derniers mois, situation d'activité courante inconnue	1,06	0,67 - 1,66

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

Notes : L'analyse multivariée repose sur 63 118 personnes de 15 ans et plus qui ont fourni des renseignements pour toutes les variables du modèle. On a inclus dans ce dernier une catégorie « données non disponibles » pour le revenu afin de maximiser la taille de l'échantillon; cependant, le rapport de cotes pour cette catégorie n'est pas présenté.

† Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est égal à 1,0.

‡ Ne travaille pas à l'heure actuelle, mais possède un emploi ou n'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois.

* $p < 0,05$

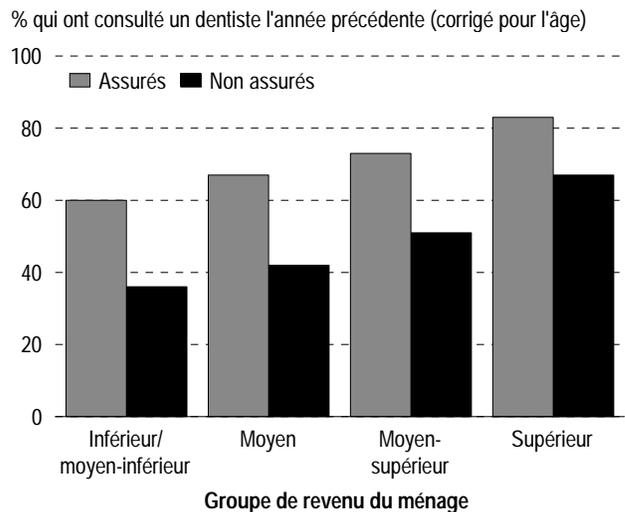
... N'ayant pas lieu de figurer

niveau de scolarité. Ainsi, 41 % seulement de personnes appartenant au groupe de revenu inférieur, mais 78 % de celles appartenant au groupe de revenu supérieur, étaient allées voir un dentiste l'année précédente. De même, 43 % de personnes n'ayant pas obtenu de diplôme d'études secondaires ont dit avoir rendu visite à un dentiste, comparativement à 70 % de personnes titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires.

Comme on peut s'y attendre, l'assurance-soins dentaires est un facteur qui influe fortement sur la fréquence des visites chez le dentiste. Environ les trois quarts (73 %) des personnes assurées ont consulté un dentiste l'année précédente, comparativement à 45 % de celles qui n'étaient pas assurées. Néanmoins, si le fait d'être couvert par une assurance atténue les différences, les personnes appartenant au groupe inférieur de revenu sont moins susceptibles d'avoir consulté un dentiste que celles appartenant au groupe de revenu supérieur,

Graphique 1

Membres de la population à domicile de 15 ans et plus qui ont consulté un dentiste l'année précédente, selon la situation d'assurance-soins dentaires et le revenu du ménage, Canada, territoires non compris, 1996-1997



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

Nota : Les gradients sont significatifs pour les personnes assurées ainsi que pour les personnes non assurées; les écarts au sein même d'un groupe de revenu du ménage selon la situation d'assurance sont également significatifs.

même si elles étaient couvertes par une assurance (graphique 1).

Après correction pour tenir compte de l'effet du sexe, de l'âge, de la province, du lieu de résidence, du revenu du ménage, du niveau de scolarité et de la situation d'activité, la cote exprimant la possibilité d'avoir rendu visite à un dentiste l'année précédente est 2,69 fois plus élevée pour les personnes assurées que pour celles qui ne le sont pas (tableau 4). De la même façon, cette cote est 2,76 fois plus élevée pour les personnes appartenant au groupe supérieur de revenu du ménage que pour celles du groupe inférieur de revenu. En outre, la cote exprimant la possibilité d'avoir consulté un dentiste est près de deux fois plus élevée pour les personnes titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires que pour celles qui n'ont pas obtenu de diplôme d'études secondaires. Enfin, elle est un peu plus élevée pour les résidents des régions urbaines que pour ceux des régions rurales.

La fréquence des visites chez le dentiste est également liée au sexe et à l'âge. La cote exprimant la possibilité de consulter un dentiste est nettement plus élevée pour les femmes que pour les hommes. En outre, elle est plus élevée pour les personnes faisant partie des groupes d'âge se situant entre 15 et 54 ans qu'elle ne l'est pour celles de 65 ans et plus.

Il existe un lien significatif entre la situation d'activité et l'assurance-soins dentaires, mais il n'en est pas de même des visites chez le dentiste. Après correction pour tenir compte de l'effet d'autres facteurs, la cote exprimant la possibilité d'avoir recouru aux services d'un dentiste l'année précédente n'est pas plus élevée pour les personnes qui travaillent que pour celles qui ne travaillent pas. Une étude menée aux États-Unis avait fait le même constat²⁰.

La couverture et la fréquence des visites varient selon la province

Le taux d'assurance pour soins dentaires varie selon la province. Le taux global, qui est de 53 % pour l'ensemble du Canada, varie de 60 % en Ontario à 39 % au Québec et à Terre-Neuve (graphique 2). Comparativement à la situation à Terre-Neuve, la cote exprimant la possibilité d'être couvert par une

Tableau 3
Population à domicile de 15 ans et plus qui a rendu visite à un dentiste l'année précédente, selon certaines caractéristiques socioéconomiques, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Population totale	Population ayant rendu visite à un dentiste l'année précédente	
	en milliers	en milliers	% corrigé pour l'âge
Les deux sexes	23 444	13 870	59
Hommes	11 519	6 542	56
Femmes	11 925	7 328	62
Groupe d'âge			
15 à 24 ans	3 983	2 629	66
25 à 34 ans	4 472	2 739	61
35 à 44 ans	5 238	3 455	66
45 à 54 ans	3 771	2 369	63
55 à 64 ans	2 565	1 309	51
65 ans et plus	3 416	1 370	40
Province			
Terre-Neuve	449	180	39
Île-du-Prince-Édouard	107	60	57
Nouvelle-Écosse	738	403	55
Nouveau-Brunswick	607	299	49
Québec	5 862	2 978	51
Ontario	8 879	6 028	68
Manitoba	857	489	58
Saskatchewan	752	339	46
Alberta	2 121	1 169	54
Colombie-Britannique	3 072	1 925	63
Lieu de résidence			
Région rurale	4 047	2 145	53
Région urbaine	19 388	11 718	60
Données non disponibles	10	7	--
Groupe de revenu du ménage			
Inférieur/moyen-inférieur	3 051	1 223	41
Moyen	5 865	3 004	52
Moyen-supérieur	7 655	5 021	65
Supérieur	2 966	2 306	78
Données non disponibles	3 906	2 316	60
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires	6 376	2 911	43
Diplôme d'études secondaires	3 909	2 267	58
Certaines études postsecondaires	5 398	3 352	62
Diplôme d'études postsecondaires	7 595	5 272	70
Données non disponibles	165	68	42
Situation d'activité			
Travaille à l'heure actuelle	13 816	8 992	62
Ne travaille pas à l'heure actuelle†	8 234	4 330	53
A travaillé les 12 derniers mois, situation d'activité courante inconnue	126	76	49
Données non disponibles	1 268	473	59
Assurance-soins dentaires			
Assuré(e)	12 318	9 170	73
Non assuré(e)	10 318	4 539	45
Données disponibles	808	162	14

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

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

† Ne travaille pas à l'heure actuelle, mais possède un emploi ou n'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois.

-- Valeur trop faible pour produire une estimation fiable.

Tableau 4

Rapports corrigés de cotes exprimant la possibilité d'avoir rendu visite à un dentiste l'année précédente, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Sexes		
Hommes†	1,00	...
Femmes	1,33 *	1,24 - 1,43
Groupe d'âge		
15 à 24 ans	2,02 *	1,75 - 2,34
25 à 34 ans	1,17 *	1,00 - 1,36
35 à 44 ans	1,45 *	1,24 - 1,69
45 à 54 ans	1,27 *	1,09 - 1,47
55 à 64 ans	0,98	0,83 - 1,16
65 ans et plus†	1,00	...
Province		
Terre-Neuve†	1,00	...
Île-du-Prince-Édouard	1,85 *	1,46 - 2,34
Nouvelle-Écosse	1,70 *	1,31 - 2,20
Nouveau-Brunswick	1,27	0,99 - 1,63
Québec	1,47 *	1,18 - 1,82
Ontario	2,57 *	2,15 - 3,09
Manitoba	1,64 *	1,35 - 2,00
Saskatchewan	1,08	0,82 - 1,43
Alberta	1,38 *	1,15 - 1,66
Colombie-Britannique	1,86 *	1,47 - 2,34
Lieu de résidence		
Région rurale†	1,00	...
Région urbaine	1,10 *	1,00 - 1,22
Groupe de revenu du ménage		
Inférieur/moyen-inférieur†	1,00	...
Moyen	1,33 *	1,16 - 1,51
Moyen-supérieur	1,74 *	1,54 - 1,98
Supérieur	2,76 *	2,32 - 3,30
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,00	...
Diplôme d'études secondaires	1,29 *	1,17 - 1,44
Certaines études postsecondaires	1,50 *	1,35 - 1,66
Diplôme d'études postsecondaires	1,92 *	1,70 - 2,18
Situation d'activité		
Travaille à l'heure actuelle	0,96	0,87 - 1,05
Ne travaille pas à l'heure actuelle††	1,00	...
A travaillé les 12 derniers mois, situation d'activité courante inconnue	1,00	0,55 - 1,79
Assurance-soins dentaires		
Assuré(e)	2,69 *	2,47 - 2,93
Non assuré(e)†	1,00	...

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

Notes : L'analyse multivariée repose sur 50 481 personnes de 15 ans et plus qui ont fourni des renseignements pour toutes les variables du modèle. On a inclus dans ce dernier une catégorie « données non disponibles » pour le revenu afin de maximiser la taille de l'échantillon; cependant, le rapport de cotes pour cette catégorie n'est pas présenté. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,00 sont considérés comme significatifs.

† Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est égal à 1,00.

†† Ne travaille pas à l'heure actuelle, mais possède un emploi ou n'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois.

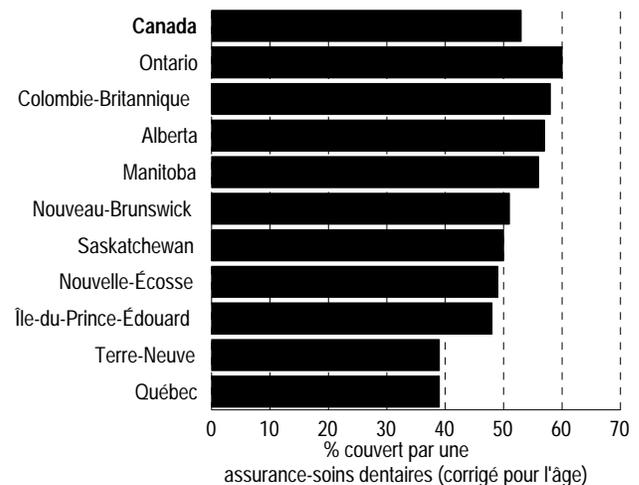
* $p < 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer.

assurance-soins dentaires est presque deux fois plus élevée en Ontario (1,86), mais nettement plus faible au Québec (0,68) (tableau 2). Cette cote est également nettement plus élevée au Nouveau-Brunswick, dans les provinces des Prairies (à l'exception de la Saskatchewan) et en Colombie-Britannique qu'elle ne l'est à Terre-Neuve.

Graphique 2

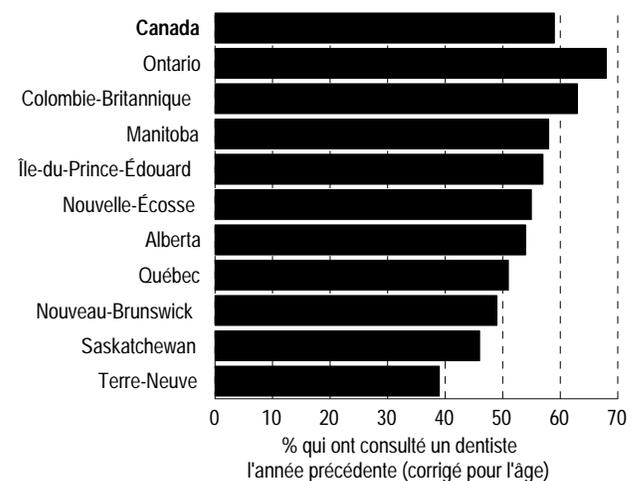
Population à domicile de 15 ans et plus couverte par une assurance-soins dentaires, Canada, territoires non compris, 1996-1997



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

Graphique 3

Membres de la population à domicile de 15 ans et plus qui ont consulté un dentiste l'année précédente, Canada, territoires non compris, 1996-1997



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

Terre-Neuve a le taux provincial de visites chez le dentiste le plus faible, puisque seulement 39 % de ses résidents ont déclaré s'être prêtés à une telle visite l'année précédente (graphique 3). L'Ontario connaît à cet égard le taux le plus élevé, soit 68 % (voir *Nombre d'habitants par dentiste*). La cote exprimant la possibilité de consulter un dentiste est 2,57 fois plus élevée pour les résidents de l'Ontario que pour ceux de Terre-Neuve (tableau 4). En fait, la cote exprimant la possibilité de consulter un dentiste est nettement plus faible pour Terre-Neuve que pour toutes les autres provinces, sauf le Nouveau-Brunswick et la Saskatchewan.

Raisons des visites

La plupart des personnes qui avaient consulté un dentiste l'année précédente ont dit qu'elles l'avaient fait pour obtenir des soins de routine, y compris un détartrage, un traitement au fluorure ou des soins d'entretien (43 %) (tableau 5). En tout, 9 % seulement des personnes interrogées ont dit avoir consulté un dentiste parce qu'elles étaient couvertes par une assurance.

Les raisons à l'origine de l'obtention de soins dentaires varient considérablement selon le revenu du ménage. Les personnes appartenant à un ménage

Nombre d'habitants par dentiste

Dans une certaine mesure, la fréquence des visites chez le dentiste dépend de l'accès aux services de soins dentaires. En 1992 (année la plus récente pour laquelle des données ont été recueillies), on comptait 1 919 habitants par dentiste au Canada, ce qui représente une amélioration par rapport à 1982, année où le ratio était de 2 132 habitants par dentiste.

Les ratios provinciaux du nombre d'habitants par dentiste variaient considérablement en 1992, allant d'un pic de 4 026 à Terre-Neuve à un creux de 1 600 en Colombie-Britannique. Le ratio a baissé dans toutes les provinces de 1982 à 1992, mais les diminutions les plus importantes, en valeur absolue, ont eu lieu en Nouvelle-Écosse, à Terre-Neuve et au Nouveau-Brunswick.

Nombre d'habitants par dentiste autorisé exerçant (à temps plein ou à temps partiel), Canada, selon la province, 1982 et 1992

	1982	1992	Différence	Réduction de l'écart %
Canada	2 132	1 919	213	10,0
Terre-Neuve	4 491	4 026	465	10,4
Île-du-Prince-Édouard	2 971	2 676	295	9,9
Nouvelle-Écosse	2 693	2 104	589	21,9
Nouveau-Brunswick	3 606	3 160	446	12,4
Québec	2 493	2 180	313	12,6
Ontario	1 875	1 736	139	7,4
Manitoba	2 347	2 032	315	13,4
Saskatchewan	2 925	2 823	102	3,5
Alberta	2 120	1 860	260	12,3
Colombie-Britannique	1 637	1 600	37	2,3

Source des données : Tableau 7,2, Le personnel de la santé au Canada, 1992, Santé et Bien-être Canada (référence n° 21)

Tableau 5

Certaines raisons à l'origine des visites chez un dentiste[†] l'année précédente, population à domicile de 15 ans et plus[‡], selon le revenu du ménage et la situation d'assurance-soins dentaires, Canada, territoires non compris, 1996-1997

Revenu du ménage et situation d'assurance-soins dentaires	Nombre (en milliers)	Raison des visites chez le dentiste [†]						
		S'assurer que tout va bien	Examen couvert par l'assurance	Dépister les problèmes de façon précoce	Pour une bonne santé dentaire	Soins des dents/gencives/dentiers	Pour un détartrage/traitement au fluorure/entretien	Pour un plombage/extraction
Total	13 870	36	9	5	12	20	43	17
Groupe de revenu du ménage								
Inférieur/moyen-inférieur	1 223	33	3	3	13	21	36	25
Moyen	3 004	33	7	4	11	20	40	21
Moyen-supérieur	5 021	38	10	6	13	19	42	15
Supérieur	2 306	37	12	6	15	21	48	13
Non précisé	2 316	34	11	3	9	20	48	16
Situation d'assurance-soins dentaires								
Assuré(e)	9 170	36	14	5	13	20	44	15
Non assuré(e)	4 539	34	--	4	12	20	40	21
Données non disponibles	162	40	3	1	15	20	45	18

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

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

† Fondé sur les personnes qui ont dit avoir consulté un dentiste l'année précédente

‡ Les répondants peuvent avoir donné plus d'une raison.

à faible revenu sont moins susceptibles de consulter un dentiste pour des raisons préventives que celles appartenant à un ménage à revenu élevé. Par exemple, environ 36 % des membres du groupe inférieur de revenu se sont rendus chez le dentiste pour un détartrage ou un traitement au fluorure, comparativement à 48 % de personnes appartenant au groupe supérieur de revenu. En revanche, 25 % de personnes classées dans le groupe inférieur de revenu ont consulté un dentiste pour un plombage ou une extraction, comparativement à 13 % de celles du groupe supérieur de revenu.

La tendance est la même en ce qui concerne la couverture par une assurance-soins dentaires. Le détartrage, le traitement au fluorure et les soins d'entretien sont plus courants chez les personnes assurées, tandis que les plombages et les extractions sont plus fréquents chez les personnes non assurées.

Raisons pour lesquelles un dentiste n'a pas été consulté

Parmi les personnes qui n'avaient pas rendu visite à un dentiste les trois dernières années, beaucoup (46 %) ont déclaré qu'elles ne pensaient pas que cela était nécessaire et presque le quart (23 %), qu'elles portaient un dentier (tableau 6) (voir *La population*

de personnes édentées). Certaines personnes ont dit simplement « qu'elles n'avaient pas eu l'occasion de s'en occuper » tandis que quelques-unes ont mentionné « la peur que ce soit trop douloureux ou gênant ». Environ le cinquième (17 %) ont dit que le coût des soins les avait empêchées de consulter un dentiste les trois dernières années.

De nouveau, on constate des écarts liés au revenu du ménage et à la situation d'assurance. Les personnes appartenant au groupe inférieur de revenu étaient proportionnellement plus nombreuses (47 %) que les membres du groupe supérieur de revenu (38 %) à ne pas penser qu'un traitement dentaire était nécessaire. En outre, 20 % des membres du groupe inférieur de revenu ont mentionné le coût, comparativement à 10 % seulement des membres du groupe supérieur de revenu. De même, alors que 22 % des personnes non assurées ont dit que le coût était un facteur, à peine 6 % des personnes assurées ont dit qu'il s'agissait de la raison pour laquelle elles n'avaient pas consulté un dentiste au cours des trois dernières années.

La peur de souffrir ou d'être embarrassé sont des raisons d'éviter les visites chez le dentiste avancées plus fréquemment par les personnes dont le revenu

Tableau 6

Certaines raisons pour ne pas avoir consulté un dentiste[†] au cours des trois dernières années, selon le revenu du ménage et la situation d'assurance-soins dentaires, population à domicile de 15 ans et plus[‡], Canada, territoires non compris, 1996-1997

Revenu du ménage et situation d'assurance-soins dentaires	Nombre (en milliers)	Raison de ne pas avoir consulté le dentiste [‡]				
		Pas nécessaire selon le répondant	Porte un dentier	Coût des soins dentaires	N'a pas eu l'occasion de s'en occuper	Peur de la douleur ou gêne
Total	4 442	46	23	17	11	4
Groupe de revenu du ménage				% corrigé pour l'âge		
Inférieur/moyen-inférieur	1 029	47	24	20	8	3
Moyen	1 403	44	24	19	12	4
Moyen-supérieur	1 129	48	23	13	11	5
Supérieur	179	38	22	10	16	7
Non précisé	701	46	20	18	15	4
Situation d'assurance-soins dentaires						
Assuré(e)	1 240	47	24	6	15	7
Non assuré(e)	3 161	45	23	22	9	3
Données non disponibles	41	52	24	25	30	2

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

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

† Fondé sur le nombre de personnes qui ont dit avoir consulté un dentiste au cours des trois dernières années.

‡ Les répondants peuvent avoir donné plus d'une raison.

est élevé et par celles qui ont une assurance-soins dentaires que par celles dont le revenu est faible ou qui ne sont pas assurées. Par exemple, 7 % de personnes appartenant au groupe supérieur de revenu du ménage et 7 % de personnes assurées ont donné ces raisons pour ne pas avoir consulté un dentiste les trois dernières années. La proportion correspondante est de 3 % pour les personnes appartenant aux groupes inférieur et

moyen-inférieur de revenu du ménage et pour les personnes non assurées.

Conclusion

D'après l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, le revenu du ménage, le niveau de scolarité et l'assurance-soins dentaires sont des facteurs fortement liés à la fréquence des visites chez le dentiste. Les personnes appartenant au

La population de personnes édentées

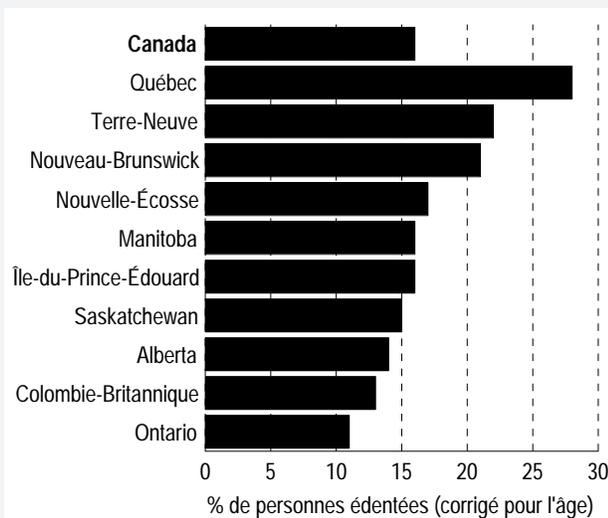
Un moyen d'évaluer les soins dentaires consiste à déterminer la proportion de personnes édentées (c'est-à-dire qui n'ont plus de dents naturelles). Le questionnaire de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997 ne comptait aucune question sur le nombre de dents que possédait encore la personne interrogée; les renseignements les plus récents dont on dispose sont ceux de l'Enquête promotion santé Canada de 1990. En 1990, 17 % de Canadiens de 15 ans et plus étaient édentés. C'est au Québec que le taux de personnes n'ayant plus une seule dent étaient le plus élevé (28 %) et en Ontario qu'il était le plus faible (11 %).

Pour toutes les catégories de revenu du ménage, les personnes non couvertes par une assurance-soins dentaires étaient plus susceptibles que les autres de n'avoir plus de dents. Toutefois, le fait de posséder ou non ce genre d'assurance a peu d'influence sur l'écart entre les groupes inférieur et

supérieur de revenu. Indépendamment de la couverture par une assurance, les personnes appartenant au groupe de revenu inférieur étaient plus susceptibles que les autres d'être édentées. Parmi les personnes assurées, 25 % de celles classées dans le groupe inférieur de revenu n'avaient plus de dents, comparativement à 2 % seulement pour le groupe supérieur de revenu.

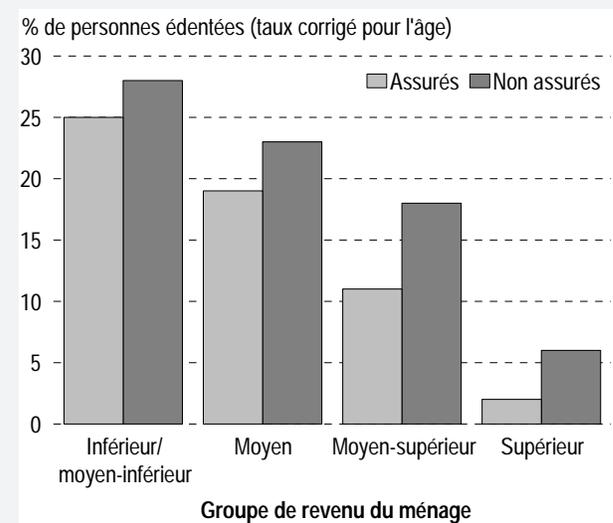
L'absence de dents est un phénomène particulièrement prévalent chez les personnes âgées. En 1990, au Canada, la proportion de personnes de 65 ans et plus n'ayant plus de dents était de 50 %. Cependant, certaines études donnent à penser que cette proportion est à la baisse^{22,23}. Cette situation tient vraisemblablement à l'amélioration de l'accès aux soins dentaires et à la fluoruration généralisée de l'eau²⁴. À mesure que la population vieillit, on s'attend à ce que la prévalence de la perte des dents chez les personnes de 65 ans et plus diminue encore davantage.

Population de personnes de 15 ans et plus édentées, selon la province, 1990



Source des données : Enquête promotion santé Canada de 1990

Population de personnes édentées de 15 ans et plus, selon le revenu de ménage et la situation d'assurance-soins dentaires, Canada, territoires non compris, 1990



Source des données : Enquête promotion santé Canada de 1990

Notes : Les gradients sont significatifs pour les personnes assurées ainsi que pour les personnes non assurées au niveau $p < 0,0001$. Les écarts au sein même d'un groupe de revenu du ménage selon la situation d'assurance-soins dentaires sont significatifs, sauf pour le groupe de revenu moyen.

groupe inférieur de revenu recourt de toute évidence moins fréquemment que les autres aux services de soins dentaires²⁵. En outre, si elles consultent un dentiste, elles sont moins susceptibles de le faire pour des raisons préventives et plus susceptibles de le faire pour obtenir des soins dentaires d'urgence. Chez les membres des groupes supérieurs de revenu, le traitement comprend une gamme plus étendue de services¹².

Les progrès réalisés en dentisterie permettent à un plus grand nombre de personnes de garder leurs dents toute leur vie. Cette situation tient sans doute en grande partie à l'accès plus fréquent à l'assurance-soins dentaires et à une plus grande sensibilisation du public à l'importance de l'hygiène dentaire. ●

Références

- G.S. Leske, L.W. Ripa, C.M. Leske et al., « Dental public health », publié sous la direction de J.M. Last, *Maxcy-Rosenau Public Health and Preventive Medicine*, 12th edition, Norwalk, Connecticut, Appleton-Century-Crofts, 1995, p. 1473-1514.
- H.C. Gift et K.A. Atchison, « Oral health, health, and health-related quality of life », *Medical Care*, 33(11), 1995, p. NS57-72.
- H.C. Gift, S.T. Reisine et D.C. Larach, « The social impact of dental problems and visits », *American Journal of Public Health*, 82(12), 1992 p. 1663-1668.
- G.H. Gilbert, L.G. Branch et J.E. Orav, « Predictors of older adults' longitudinal dental care use: Ten-year results », *Medical Care*, 28(12), 1990, p. 1165-1180.
- 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), 1998, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- 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).
- 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, 1996, p. 283-310.
- J.M. Brodeur, M. Benigieri, M. Olivier et al., « Use of dental services and the percentage of persons possessing private dental insurance in Quebec », *Journal de l'Association dentaire canadienne*, 62(1), 1996, p. 83-90.
- S.A. Eklund et B.A. Burt, « Risk factors for total tooth loss in the United States: longitudinal analysis of national data », *Journal of Public Health Dentistry*, 54(1), 1994, p. 5-14.
- K. Roberts-Thompson, D.S. Brennan et A.J. Spencer, « Social inequality in the use and comprehensiveness of dental services », *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 19(1), 1995, p. 80-85.
- A. Charette, « Santé dentaire », publié sous la direction de T. Stephens et D. Fowler Graham, *Enquête promotion santé de 1990, Rapport technique* (Santé et Bien-être social Canada, n° H39-263/2-1990F au catalogue), Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services Canada, 1993, p. 211-222.
- D. Locker et J.L. Leake, « Income inequalities in oral health among older adults in four Ontario communities », *Revue canadienne de santé publique*, 83(2), 1992, p. 150-154.
- D. Locker et J.L. Leake « Inequities in health: Dental health insurance coverage and use of dental services among older Ontario adults », *Revue canadienne de santé publique*, 84(2), 1993, p. 139-140.
- T. Stephens et D. Fowler Graham (publié sous la direction de), *Enquête promotion santé de 1990, Rapport technique* (Santé et Bien-être social Canada, n° H39-263/2-1990F au catalogue), Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services Canada, 1993.
- L. Buske, « What's covered? What's not? », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 159(1/0120e), 1998, disponible à <http://www.cma.ca/cmaj/vol-159/issue-1/0120e.html>, site consulté le 15 juin 1999.
- C.P. Shah, *Public Health and Preventative Medicine in Canada*, 4th ed. Toronto, University of Toronto Press, 1998.
- Statistique Canada et Santé et Bien-être social Canada, *La santé des Canadiens, Rapport de l'Enquête Santé Canada* (n° 82-538E au catalogue), Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services Canada, 1981.
- T. Stephens (publié sous la direction de), *L'état de santé des Canadiens : rapport de l'Enquête sociale générale de 1991*, (n° 11-612F, n° 8 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1994.
- R.J. Manski et L.S. Magder, « Demographic and socioeconomic predictors of dental care utilization », *Journal of the American Dental Association*, 129, 1998, p. 195-200.
- Santé et Bien-être social Canada, *Le personnel de la santé au Canada*, 1992 (n° H1-9/1-1992 au catalogue), Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services, 1992, tableau 7.2.
- J.S. Hand, F.J. Kohout et M.A. Cunningham, « Incidence of edentulism in a non-institutionalized elderly population », *Gerodiatrics*, 4, 1988, p.13-17.
- I.M. Kuc, J.A. Hargreaves, G.W. Thompson et al., « Dental health status and treatment needs of elderly residents of Edmonton, Alberta », *Journal de l'Association dentaire canadienne*, 56(6), 1990, p. 521-525.
- Organisation mondiale de la santé, *Fluorides and oral health. Report of a WHO Expert Committee on Oral Health Status and Fluoride Use* (Technical Report Series n° 846), Genève, Organisation mondiale de la santé, 1994.
- D. Locker, J.L. Leake, J. Lee et al., « Utilization of dental services by older adults in four Ontario communities », *Journal de l'Association dentaire canadienne*, 57(11), 1991, p. 879-886.

Annexe

Tableau A
Répartition de la population à domicile de 15 ans et plus, selon certaines caractéristiques socioéconomiques, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Taille de l'échantillon	Population estimative	
		(en milliers)	%
Les deux sexes	70 884	23 444	100
Hommes	32 981	11 519	49
Femmes	37 903	11 925	51
Âge			
15 à 24 ans	9 602	3 983	17
25 à 34 ans	14 216	4 472	19
35 à 44 ans	14 684	5 238	22
45 à 54 ans	10 715	3 771	16
55 à 64 ans	8 304	2 565	11
65 ans et plus	13 363	3 416	15
Province			
Terre-Neuve	827	449	2
Île-du-Prince-Édouard	808	107	1
Nouvelle-Écosse	852	738	3
Nouveau-Brunswick	902	607	3
Québec	2 412	5 862	25
Ontario	37 716	8 879	38
Manitoba	11 417	857	4
Saskatchewan	904	752	3
Alberta	13 683	2 121	9
Colombie-Britannique	1 363	3 072	13
Lieu de résidence			
Région rurale	14 999	4 047	17
Région urbaine	55 842	19 388	83
Données non disponibles	43	10	--
Groupe de revenu du ménage			
Inférieur/moyen-inférieur	9 528	3 051	13
Moyen	16 668	5 865	25
Moyen-supérieur	21 066	7 655	33
Supérieur	8 348	2 966	13
Données non disponibles	15 274	3 906	17
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires	19 634	6 377	27
Diplôme d'études secondaires	12 537	3 909	17
Certaines études postsecondaires	14 679	5 398	23
Diplôme d'études postsecondaires	23 304	7 595	32
Non applicable/non précisé	730	165	1
Situation d'activité			
Travaille à l'heure actuelle	40 743	13 816	59
Ne travaille pas à l'heure actuelle	24 412	8 234	35
A travaillé les 12 derniers mois, situation d'activité courante inconnue	378	127	1
Données non disponibles	5 351	1 268	5
Situation d'assurance-soins dentaires			
Assuré(e)	38 222	12 318	53
Non assuré(e)	30 230	10 318	44
Données non disponibles	2 432	808	3
Visite chez le dentiste l'année précédente			
Oui	41 400	13 870	59
Non	27 638	8 972	38
Données non disponibles	1 846	602	3

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé
-- Nombres infimes

Tableau B
Rapports non corrigés de cotes exprimant la possibilité d'être couvert par une assurance-soins dentaires, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Rapport non corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Les deux sexes		
Hommes	1,09*	1,03 - 1,16
Femmes†	1,00	...
Groupe d'âge		
15 à 24	4,59*	4,06 - 5,20
25 à 34	4,92*	4,41 - 5,50
35 à 44	6,30*	5,66 - 7,01
45 à 54	5,62*	5,03 - 6,27
55 à 64	2,92*	2,57 - 3,32
65 ans et plus†	1,00	...
Province		
Terre-Neuve†	1,00	...
Île-du-Prince-Édouard	1,33*	1,05 - 1,69
Nouvelle-Écosse	1,37*	1,09 - 1,74
Nouveau-Brunswick	1,57*	1,25 - 1,97
Québec	0,94	0,78 - 1,14
Ontario	2,34*	2,00 - 2,75
Manitoba	1,90*	1,61 - 2,25
Saskatchewan	1,38*	1,11 - 1,71
Alberta	2,28*	1,93 - 2,69
Colombie-Britannique	2,02*	1,64 - 2,49
Lieu de résidence		
Région rurale†	1,00	...
Région urbaine	1,40*	1,28 - 1,53
Groupe de revenu du ménage		
Inférieur/moyen-inférieur†	1,00	...
Moyen	2,44*	2,17 - 2,75
Moyen-supérieur	7,09*	6,25 - 8,02
Supérieur	10,74*	9,12 - 12,64
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,00	...
Diplôme d'études secondaires	1,74*	1,56 - 1,92
Certaines études postsecondaires	1,78*	1,62 - 1,96
Diplôme d'études postsecondaires	2,41*	2,20 - 2,64
Situation d'activité		
Travaille à l'heure actuelle	2,74*	2,54 - 2,95
Ne travaille pas à l'heure actuelle‡	1,00	...
A travaillé les 12 derniers mois, situation d'activité courante inconnue	1,60	0,98 - 2,59

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

† Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0.

‡ Ne travaille pas à l'heure actuelle, mais possède un emploi ou n'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois.

* $p < 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

Tableau C

Rapports non corrigés de cotes exprimant la possibilité d'avoir passé une visite chez le dentiste l'année précédente, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Rapport non corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Les deux sexes		
Hommes†	1,00	...
Femmes	1,18*	1,11 - 1,26
Groupe d'âge		
15 à 24 ans	2,79*	2,50 - 3,11
25 à 34 ans	2,18*	1,94 - 2,44
35 à 44 ans	2,70*	2,42 - 3,01
45 à 54 ans	2,40*	2,15 - 2,67
55 à 64 ans	1,46*	1,29 - 1,65
65 ans et plus†	1,00	...
Province		
Terre-Neuve†	1,00	...
Île-du-Prince-Édouard	1,85*	1,49 - 2,28
Nouvelle-Écosse	1,76*	1,38 - 2,24
Nouveau-Brunswick	1,42*	1,13 - 1,78
Québec	1,51*	1,24 - 1,84
Ontario	3,28*	2,77 - 3,88
Manitoba	1,99*	1,66 - 2,38
Saskatchewan	1,19	0,94 - 1,52
Alberta	1,94*	1,63 - 2,30
Colombie-Britannique	2,43*	1,96 - 3,02
Lieu de résidence		
Région rurale†	1,00	...
Région urbaine	1,39*	1,27 - 1,52
Groupe de revenu du ménage		
Inférieur/moyen-inférieur	1,00	...
Moyen	1,59*	1,41 - 1,80
Moyen-supérieur	2,89*	2,58 - 3,23
Supérieur	5,44*	4,64 - 6,39
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,00	...
Diplôme d'études secondaires	1,60*	1,45 - 1,77
Certaines études postsecondaires	1,88*	1,72 - 2,06
Diplôme d'études postsecondaires	2,59*	2,33 - 2,88
Situation d'activité		
Travaille à l'heure actuelle	1,63*	1,52 - 1,75
Ne travaille pas à l'heure actuelle‡	1,00	...
A travaillé les 12 derniers mois, situation d'activité courante inconnue	1,40	0,89 - 2,20
Situation d'assurance-soins dentaires		
Assuré(e)	3,70*	3,44 - 3,98
Non assuré(e)	1,00	...

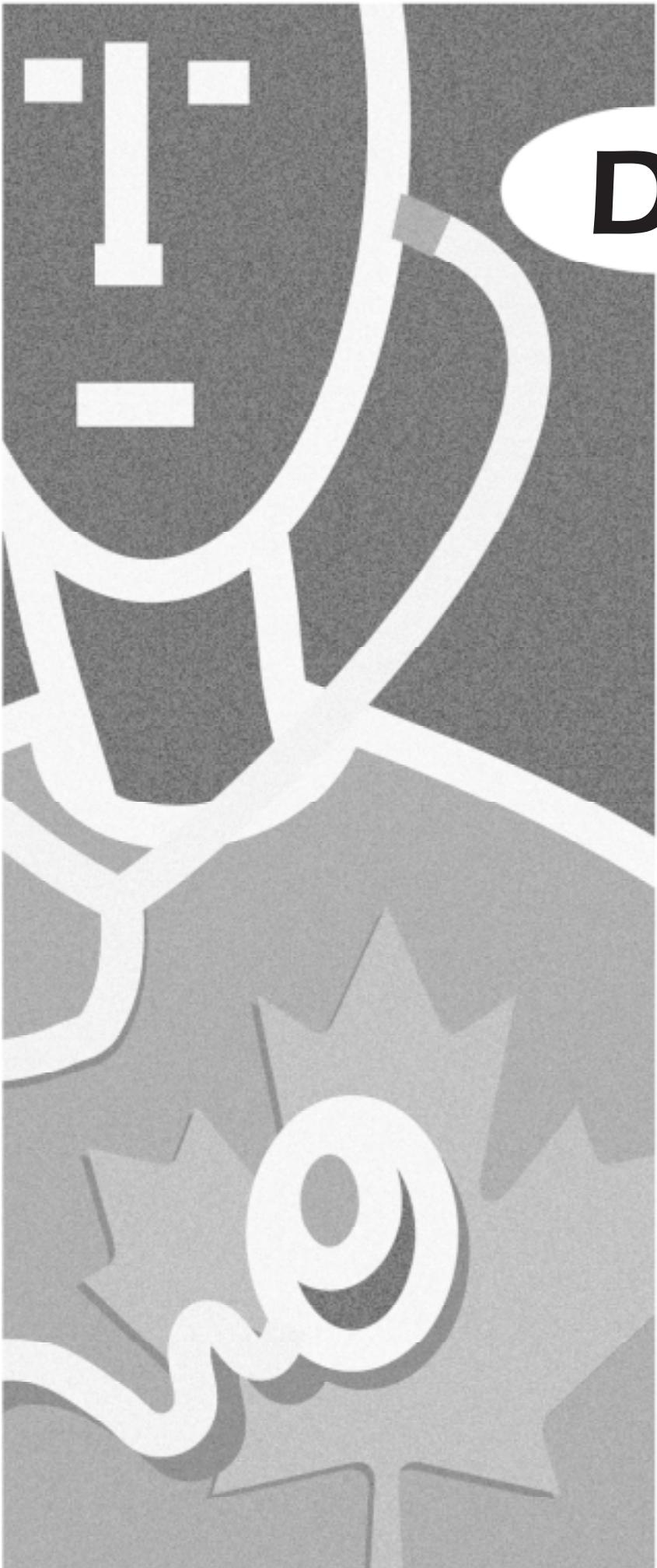
Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

† Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0.

‡ Ne travaille pas à l'heure actuelle, mais possède un emploi ou n'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois.

* $p < 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

A vertical graphic on the left side of the page. It features a dark grey background with white outlines. The top part shows a stylized face with a vertical line for a nose and a horizontal line for a mouth. Below the face is a gear-like shape with a white number '9' inside it.

Données

Des données sommaires sur la
santé produites récemment par
Statistique Canada

Enquête nationale sur la santé de la population, 2^e cycle - Résidents des établissements de santé, 1996-1997

Selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997, le nombre de personnes de 65 ans et plus vivant dans un établissement de santé en 1996-1997 (185 000) est demeuré pratiquement le même qu'en 1994-1995 (186 000). Cependant, la moitié (51 %) des personnes âgées qui vivaient en établissement de santé en 1996-1997 étaient de nouvelles venues, ayant emménagé dans l'établissement au cours des deux dernières années.

Plus du tiers (37 %) de ces nouveaux résidents ont déclaré que leur lieu de résidence précédent était un hôpital, un foyer pour personnes âgées ou une maison de soins infirmiers ou de convalescence. Cependant, la majorité (59 %) vivaient à domicile avant leur placement en établissement. En fait, selon les données de la composante des ménages de l'ENSP, de 1994-1995 à 1996-1997, 1,7 % des personnes de 65 ans et plus vivant à domicile ont été placées en établissement afin d'y recevoir des soins prolongés. Plus de la moitié des personnes qui ont déménagé dans des établissements de santé (54 %) étaient âgées de 80 ans et plus.

L'enquête laisse supposer que certains problèmes de santé chroniques, qui nécessitent des soins quotidiens plus poussés, risquent d'occasionner plus souvent la transition de personnes âgées vivant à domicile vers un établissement de santé. Pour presque les deux tiers (65 %) des personnes âgées ayant emménagé dans un établissement de santé de 1994-1995 à 1996-1997, on constate l'apparition d'incontinence, un accident cérébrovasculaire ou le début de la maladie d'Alzheimer ou d'autres formes de sénilité dans l'intervalle. Par contre, 8 % seulement des personnes âgées qui ont continué à vivre à domicile avaient reçu de tels nouveaux diagnostics en 1996-1997.

Les changements importants dans la composition de la population de 65 ans et plus vivant en établissement de santé tiennent aussi au taux élevé de mortalité enregistré de 1994-1995 à 1996-1997 chez ces résidents. Après correction pour tenir compte des différences d'âge et de sexe entre les

personnes âgées en établissement de santé et celles vivant à domicile, la proportion de personnes âgées en établissement de santé qui sont décédées durant cette période de deux ans se chiffrait à 29 %, soit presque quatre fois la proportion de décès observée chez leurs homologues vivant à domicile (8 %). Cet écart tient en partie à la prévalence de problèmes de santé multiples chez les résidents âgés des établissements de soins prolongés.

Les présents renseignements, tirés du deuxième cycle de la composante des établissements de santé de l'ENSP, ont à l'origine été publiés dans *Le Quotidien* de Statistique Canada le 25 juin 1999. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Lucie Cossette au (613) 951-8933 (cossluc@statcan.ca), Division des statistiques sur la santé. Télécopieur : (613) 951-4198. Pour obtenir des totalisations spéciales, téléphonez à la Section des services personnalisés à la clientèle au (613) 951-1746.

Naissances, 1997

En 1997, on a enregistré la naissance de 348 598 bébés au Canada, un chiffre en baisse de 4,8 % comparativement à 1996. Ce recul annuel est le plus important observé pendant la décennie de 1987 à 1997. Le taux de fertilité a en outre atteint son niveau record le plus bas en 1997.

Même si les femmes dans la vingtaine ont continué de mettre au monde la majorité des premiers-nés, l'âge moyen des femmes qui donnent naissance pour une première fois augmente. En 1997, presque le tiers (31 %) des premières naissances provenaient de femmes de 30 ans et plus comparativement à 19 % dix ans plus tôt. La proportion de premières naissances provenant de femmes de 30 ans et plus varie entre près de 20 % en Saskatchewan et dans les Territoires du Nord-Ouest et plus de 35 % en Ontario et en Colombie-Britannique. Dix ans plus tôt, la proportion de premières naissances provenant de femmes de 30 ans et plus était plus faible dans chaque province et territoire, variant entre 9 % et 26 %.

Pendant la période de 1987 à 1997, la proportion de naissances provenant de femmes de 30 ans et

plus n'a cessé d'augmenter, et cette tendance ne se limite pas aux premières naissances. En 1997, 44 % des naissances vivantes ont été enregistrées chez des femmes de 30 ans et plus comparativement à 31 % seulement en 1987. Par contre, la proportion de naissances vivantes chez les femmes dans la vingtaine est passée de 63 % en 1987 à 50 % en 1997.

À l'échelle nationale, la proportion de naissances recensées chez les adolescentes s'est maintenue à 6 % pendant toute la décennie. En 1997, cette proportion variait entre un minimum de 5 % des naissances en Ontario, au Québec et en Colombie-Britannique et des maxima de 11 % en Saskatchewan et de 17 % dans les Territoires du Nord-Ouest. Ces derniers résultats doivent toutefois être examinés avec prudence étant donné les faibles chiffres de population dans les territoires.

Malgré la hausse observée au début des années 90, le taux de fécondité observé en 1997, de l'ordre de 1 552 naissances vivantes pour 1 000 femmes (âgées de 15 à 49 ans), équivalait à moins de la moitié de la valeur record atteinte en 1959, année où l'on a enregistré 3 935 naissances pour 1 000 femmes. En 1997, ce sont les Territoires du Nord-Ouest qui ont connu le taux global de fécondité le plus élevé, tandis que Terre-Neuve a connu le taux le plus bas. On a observé le taux de fécondité le plus élevé chez les femmes de 25 à 29 ans, c'est-à-dire 103,9 naissances vivantes pour 1 000 femmes, suivi du groupe des 30 à 34 ans, chez lesquelles le taux se situait à 84,4 naissances vivantes pour 1 000 femmes. Le taux national de fécondité était plus faible pour tous les groupes d'âge de moins de 30 ans en 1997 qu'en 1987.

La mortalité infantile (décès d'enfants de moins d'un an) a diminué pour atteindre 5,5 décès pour 1 000 naissances vivantes en 1997 comparativement à 7,3 pour 1 000 en 1987. Le taux de mortalité infantile se chiffre à 5,0 décès pour 1 000 naissances vivantes chez les filles et reste inférieur à celui observé pour les garçons, à 6,0 décès pour 1 000. Le taux de mortalité infantile était le plus faible à l'Île-du-Prince-Édouard et en Nouvelle-Écosse en 1997, où il atteignait 4,4 décès pour 1 000 naissances vivantes. Au Québec, le taux de mortalité infantile, qui a diminué à un niveau record en 1996, a

augmenté pour se chiffrer à 5,6 décès pour 1 000 naissances vivantes en 1997.

Ces renseignements ont été publiés dans *Le Quotidien* le 16 juin 1999. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Patricia Tully au (613) 951-1759 ou avec Doreen Duchesne au (613) 951-6379, Division des statistiques sur la santé. Pour obtenir les données, communiquez avec la Section des services personnalisés à la clientèle au (613) 951-1746.

Décès, 1997

L'espérance de vie a atteint un niveau record en 1997, tant pour les hommes que pour les femmes, grâce à la baisse des taux de mortalité liés à la plupart des causes principales de décès. En 1997, l'espérance de vie à la naissance, indicateur important de l'état de santé d'une population, se chiffrait à 75,8 ans pour les hommes et à 81,4 ans pour les femmes, ce qui constitue des gains respectifs de 0,3 an et de 0,1 an par rapport à 1996.

Les femmes nées en 1997 peuvent encore s'attendre à vivre plus longtemps que les hommes, mais l'écart entre les deux sexes quant à l'espérance de vie à la naissance s'est amenuisé au cours des deux dernières décennies. Cet écart enregistrait une baisse en 1997 après avoir culminé à 7,5 ans en 1978, pour s'établir à 5,6 ans.

En 1997, l'espérance de vie pour les hommes et les femmes confondus était parmi les plus élevées à l'Île-du-Prince-Édouard, en Colombie-Britannique, en Ontario et en Alberta, où elle atteignait environ 79 ans. En revanche, elle était parmi les plus faibles dans les deux territoires et à Terre-Neuve. L'augmentation de l'espérance de vie est assez forte en Alberta, en Ontario, en Colombie-Britannique, en Saskatchewan et dans les Territoires du Nord-Ouest (de 0,3 à 0,5 an). L'Île-du-Prince-Édouard est la province qui a connu l'augmentation la plus forte de l'espérance de vie (en hausse de 2,2 ans), ce redressement survenant après l'enregistrement d'un nombre anormalement élevé de décès en 1996. Cependant, les variations annuelles enregistrées pour cette province et pour les deux territoires doivent

être interprétées avec prudence, étant donné le petit nombre de décès observés. Du côté de Terre-Neuve, du Yukon et du Québec, on observe une baisse de l'espérance de vie.

Le nombre de décès continue d'augmenter chaque année parce que la population croît et vieillit. En 1997, 215 669 personnes sont décédées, soit 591 personnes par jour, en moyenne. Le nombre total de décès observés au Canada a augmenté de 1,3 % par rapport à 1996 : chez les hommes, le nombre a augmenté de 0,5 % pour atteindre 111 985 décès, tandis que chez les femmes, il a augmenté de 2,2 % pour atteindre 103 684 décès.

Chez les hommes, le taux comparatif de mortalité est passé de 860,6 décès pour 100 000 habitants en 1996 à 844,0 en 1997. (Les taux sont normalisés pour éliminer l'effet du vieillissement de la population.) Chez les hommes, le taux de mortalité a baissé pour toutes les causes principales de décès – cancer, cardiopathies, maladies cérébrovasculaires, maladies pulmonaires obstructives chroniques et traumatismes accidentels.

Le tableau est encore plus favorable pour les femmes. Chez ces dernières, le taux comparatif de mortalité est passé de 526,6 décès pour 100 000 habitants en 1996 à 521,6 en 1997. Les décès par cancer du poumon, qui étaient à la hausse chez les femmes ces dernières décennies, ont baissé, passant de 33,6 à 32,3 pour 100 000 de 1996 à 1997. Les taux de mortalité ont également baissé pour toutes les autres causes principales de décès, sauf les maladies pulmonaires obstructives chroniques, pour lesquelles le taux a augmenté légèrement.

En 1997, la majorité des décès ont été causés par une forme ou l'autre de cancer ou de cardiopathie, chacune de ces deux catégories représentant environ 27 % du total. En outre, 16 % des décès sont attribuables aux maladies cérébrovasculaires (principalement l'accident cérébrovasculaire), aux maladies pulmonaires obstructives chroniques (y compris l'emphysème, la bronchite chronique et l'asthme) et aux traumatismes accidentels. Les tumeurs malignes du poumon, du côlon et du rectum, du sein et de la prostate ont causé 51 % des décès par cancer, et l'infarctus aigu du myocarde

(crise cardiaque), 38 % de ceux causés par les cardiopathies.

La mortalité liée à l'infection par le VIH a atteint son niveau le plus faible en 10 ans après avoir augmenté fortement à la fin des années 80 et au début des années 90.

En 1997, 626 personnes ont été emportées par le VIH, ce qui représente une baisse de 52 % par rapport à l'année précédente. De 1995 à 1996, on avait observé un recul de 26 %, qui représentait alors la première diminution significative de la mortalité liée au VIH jamais observée au Canada.

Le nombre de suicides a également diminué de façon appréciable. En tout, 3 681 personnes se sont suicidées en 1997, ce qui représente une baisse de 6,6 % par rapport à l'année précédente. Le nombre de suicides a baissé en Ontario, au Québec, en Alberta, au Nouveau-Brunswick, en Nouvelle-Écosse et au Yukon. Bien que le nombre de suicides ait diminué de 6,7 % au Québec, 37 % des suicides observés au Canada sont survenus dans cette province. En comparaison, le quart du nombre total de suicides au Canada sont survenus en Ontario.

Le taux comparatif de suicide a augmenté dans quatre provinces, à savoir le Manitoba, l'Île-du-Prince-Édouard, Terre-Neuve et la Colombie-Britannique. Au Québec, le taux a diminué, passant de 19,8 à 18,1 décès pour 100 000 habitants, mais demeure malgré tout le taux le plus élevé à l'échelle provinciale, suivi par celui enregistré en Alberta (14,3). Le taux de suicide a augmenté considérablement dans les Territoires du Nord-Ouest, mais ce résultat devrait être interprété avec prudence, puisqu'il se fonde sur un nombre assez faible de décès.

Les présentes données ont été publiées dans *Le Quotidien* de Statistique Canada le 13 mai 1999. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Doreen Duchesne au (613) 951-6379 ou avec Russell Wilkins au (613) 951-5305, Division des statistiques sur la santé. Pour commander des totalisations régulières ou spéciales, communiquez avec la Section des services personnalisés à la clientèle au (613) 951-1746.

Divorces, 1997

Le nombre de mariages se terminant par un divorce a baissé pour la troisième année de suite en 1997. Au total, 67 408 couples ont divorcé en 1997, ce qui équivaut à une baisse de 5,8 % par rapport à l'année précédente. Il s'agit du chiffre le plus faible observé depuis 1985, tout juste avant l'entrée en vigueur des modifications apportées à la *Loi sur le divorce*.

Plusieurs facteurs ont probablement contribué à la baisse du nombre de divorces depuis quelques années, notamment une baisse du nombre de mariages célébrés de 1989 (190 640 mariages) à 1996 (156 691 mariages). En effet, la baisse du nombre de mariages fait en sorte que les risques de divorcer sont plus faibles. De plus, de nombreux couples mettent fin à leur mariage par une entente de séparation qui n'est pas nécessairement suivie d'un divorce officiel, à moins, par exemple, qu'un des conjoints décide de se remarier.

Entre 1996 et 1997, les reculs les plus marqués en pourcentage ont été observés à Terre-Neuve, où 822 couples ont divorcé (-22,5 %), et en Colombie-Britannique, où 9 692 couples ont divorcé (-11,1 %). Ces reculs faisaient suite à des augmentations appréciables de 1995 à 1996.

Le nombre de divorces a également diminué en Ontario et au Québec, mais la courbe se stabilise. En 1997, 23 629 couples ont obtenu un divorce en Ontario, ce qui représente une baisse de 5,6 % par rapport à l'année précédente. Cette diminution diffère nettement de celle observée en 1996 qui était de l'ordre de 14,7 %. Au Québec, 17 478 couples ont mis fin officiellement à leur mariage en 1997, ce qui représente une baisse de 3,3 %. Il s'agit d'un fléchissement nettement plus faible que la diminution de 10,2 % observée en 1996.

Le nombre de divorces a augmenté légèrement dans deux provinces. À l'Île-du-Prince-Édouard, 243 couples ont obtenu un divorce en 1997, chiffre en hausse de 2,5 % comparativement à 1996. Au Manitoba, le nombre de divorces s'élevait à 2 625, ce qui équivaut à une légère hausse de 0,8 %.

Les taux bruts de divortialité représentent généralement le nombre de divorces pour 100 000 habitants. À l'échelle nationale, le taux de divortialité a baissé considérablement au cours de chacune des

quatre dernières années. En 1997, on observait au Canada 222,6 divorces pour 100 000 habitants, taux en baisse depuis le plus récent maximum de 270,2 constaté en 1993. Toujours en 1997, les taux de divortialité les plus élevés ont été observés au Yukon (319,3), en Alberta (252,4) et en Colombie-Britannique (246,4). Les taux les plus faibles ont été constatés dans les Territoires du Nord-Ouest (117,0), à Terre-Neuve (145,8) et à l'Île-du-Prince-Édouard (177,1).

On peut estimer la stabilité des mariages en fonction des taux de divortialité selon la durée du mariage. D'après les taux de divortialité de 1997, le pourcentage de mariages devant se terminer par un divorce dans les 30 années suivant la date du mariage était de 34,8 % à l'échelle nationale, comparativement à la valeur de 36,9 % tirée des taux de 1996.

En moyenne, les mariages se terminant par un divorce avaient duré plus longtemps. La durée moyenne est passée de 12,3 années en 1993 à 13,3 années en 1997. Le calcul ne tient pas compte des séparations non officielles, les données étant inexistantes, ou du décès d'un des conjoints.

En 1997, les hommes étaient âgés en moyenne de 41,4 ans au moment du divorce, comparativement à 38,8 ans pour les femmes.

Près de la moitié du nombre total de divorces prononcés en 1997 (39 204) comportaient une ordonnance de garde pour des enfants à charge. La garde a été accordée à l'épouse dans 61,2 % des cas, suivie de loin par le mari et l'épouse conjointement (27,6 %) et par le mari (11,0 %). Toutefois, dans de nombreux cas de divorce ne comportant pas d'ordonnance de garde, les modalités de garde sont négociées par les parents indépendamment des poursuites en justice.

Les présentes données ont été publiées dans *Le Quotidien* de Statistique Canada le 18 mai 1999. Les tableaux standard *Divorces au Canada, 1996 et 1997* (84F0213XPB, 20 \$) sont maintenant en vente. Pour commander ce produit ou des tableaux supplémentaires, communiquez avec la Section des services personnalisés à la clientèle au (613) 951-1746, Division des statistiques sur la santé. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur

les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Claude Grenier au (613) 951-8388, Division des statistiques sur la santé.

Estimations postcensitaires de la population

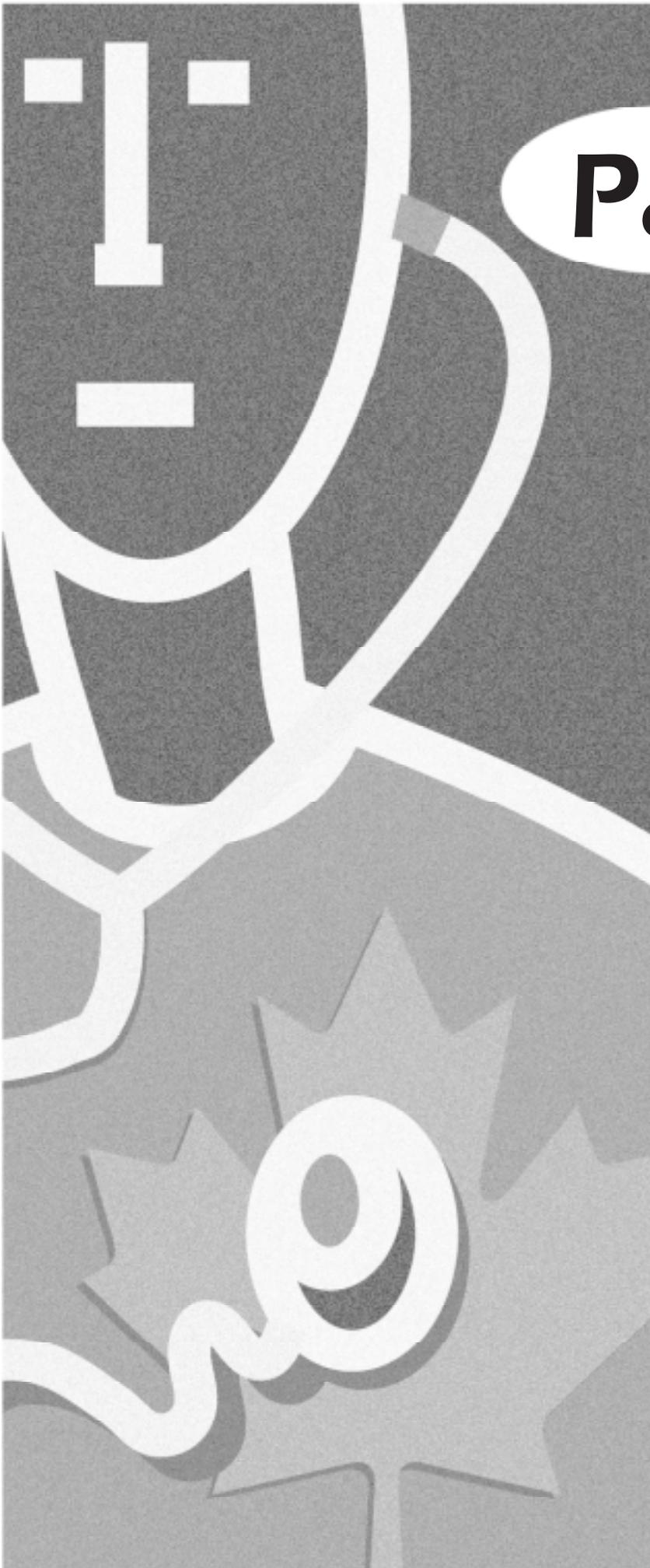
Chaque numéro des *Rapports sur la santé* présente les estimations trimestrielles courantes. Pour les estimations préliminaires de la population du 1^{er} juillet 1997, voir à la page suivante.

Estimations postcensitaires préliminaires de la population, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada, provinces et territoires, 1^{er} juillet 1997

	Canada	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	QC	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yukon	T.-N.O.
	en milliers												
Les deux sexes	30 286,6	563,6	137,2	947,9	762,0	7 419,9	11 407,7	1 145,2	1 023,5	2 847,0	3 933,3	31,6	67,5
<1	363,2	5,6	1,7	10,3	8,1	82,9	139,2	15,5	13,0	38,1	46,9	0,5	1,5
1-4	1 552,6	24,3	7,1	44,1	35,4	362,2	594,4	65,2	56,3	159,3	196,5	1,9	5,9
5-9	2 049,4	35,4	9,9	63,0	48,8	474,0	777,5	83,5	79,3	214,6	253,1	2,4	8,0
10-14	2 027,1	41,2	10,1	64,1	51,5	456,8	758,5	81,5	81,8	215,7	257,2	2,4	6,4
15-19	2 024,1	43,2	10,0	63,4	52,3	502,0	731,8	78,7	77,3	203,3	254,5	2,3	5,3
20-24	2 034,5	43,7	9,7	65,1	55,3	485,5	750,8	79,7	70,5	202,6	264,0	2,2	5,4
25-29	2 203,0	44,3	9,7	68,3	57,0	503,9	851,3	81,0	64,0	218,5	296,2	2,4	6,3
30-34	2 564,4	45,7	10,7	77,9	62,5	619,3	1 003,7	90,0	73,8	243,8	327,4	3,1	6,5
35-39	2 706,0	47,5	11,0	82,9	64,6	674,3	1 024,0	95,2	82,7	267,1	347,3	3,3	5,9
40-44	2 465,9	47,0	10,2	76,3	62,2	626,5	905,8	86,9	78,0	242,2	323,2	2,9	4,8
45-49	2 183,8	43,1	9,6	69,4	57,2	560,0	809,3	76,3	63,8	195,1	293,3	2,8	3,8
50-54	1 794,1	34,8	8,0	57,7	45,6	478,7	666,0	62,7	51,0	151,4	233,7	2,0	2,5
55-59	1 382,6	25,2	6,1	44,3	34,6	365,6	520,5	48,9	42,3	113,9	178,6	1,0	1,8
60-64	1 210,0	21,0	5,6	38,6	29,5	310,9	463,2	43,8	40,0	98,6	156,5	0,8	1,4
65-69	1 141,3	18,7	5,0	35,0	28,5	294,0	438,0	42,5	39,5	89,1	149,3	0,8	1,0
70-74	986,1	15,9	4,4	30,4	25,0	246,2	381,9	39,5	36,6	73,4	131,9	0,5	0,6
75-79	743,0	13,0	3,7	26,0	20,3	177,8	278,6	32,6	31,2	55,9	103,4	0,2	0,2
80-84	476,6	8,1	2,6	17,3	13,1	111,1	174,3	22,8	22,8	35,9	68,4	0,1	0,2
85-89	251,6	4,1	1,4	9,2	7,1	58,7	92,1	12,2	12,9	18,5	35,3	0,0	0,1
90+	127,1	1,8	0,8	4,7	3,5	29,6	46,8	6,6	6,7	10,0	16,7	0,0	0,1
Hommes	14 999,7	281,3	67,8	466,7	376,9	3 657,2	5 636,3	567,8	508,3	1 432,5	1 953,6	16,3	35,0
<1	186,0	2,8	0,9	5,2	4,2	42,5	71,4	7,9	6,5	19,5	24,2	0,2	0,7
1-4	795,8	12,5	3,7	22,8	18,1	185,2	304,5	33,4	28,6	81,8	101,3	0,9	3,0
5-9	1 049,5	18,2	5,1	32,4	24,9	242,7	398,3	42,9	40,4	109,9	129,2	1,3	4,2
10-14	1 035,4	21,0	5,2	32,6	26,2	232,8	388,2	42,0	41,4	110,4	131,0	1,2	3,3
15-19	1 037,3	21,7	4,9	31,9	26,9	257,2	375,9	39,9	40,1	104,1	130,8	1,2	2,7
20-24	1 032,1	22,3	5,0	33,1	28,1	247,2	380,2	40,8	36,0	103,4	132,2	1,1	2,7
25-29	1 110,4	22,7	5,0	34,9	29,0	256,6	425,8	41,2	32,0	110,8	148,0	1,2	3,3
30-34	1 298,2	22,7	5,2	39,5	31,6	316,0	507,0	45,7	36,7	124,4	164,5	1,6	3,4
35-39	1 364,7	23,7	5,4	40,9	32,3	341,0	516,6	48,6	41,8	136,1	173,6	1,6	3,0
40-44	1 231,0	23,3	5,1	37,5	30,8	313,7	449,1	43,6	40,1	123,4	160,5	1,4	2,5
45-49	1 096,0	21,7	4,9	34,6	28,9	280,4	402,7	38,5	32,8	99,5	148,4	1,4	2,1
50-54	899,1	17,7	4,1	29,2	23,2	237,5	332,0	31,6	25,7	77,1	118,4	1,1	1,4
55-59	687,3	12,9	3,1	22,1	17,4	180,0	257,5	24,1	20,8	58,2	89,6	0,7	1,0
60-64	593,7	10,6	2,7	19,0	14,5	149,3	226,5	21,7	19,9	49,3	79,1	0,4	0,7
65-69	544,9	9,2	2,5	16,4	13,3	135,8	209,6	20,1	19,2	43,7	74,2	0,5	0,5
70-74	439,0	7,5	2,0	13,4	11,0	106,2	169,5	17,6	16,9	33,9	60,5	0,3	0,3
75-79	305,6	5,7	1,5	10,6	8,5	69,7	114,9	13,4	13,3	23,8	44,1	0,1	0,1
80-84	177,9	3,2	0,9	6,5	5,0	38,7	65,2	8,7	9,1	13,8	26,8	0,0	0,1
85-89	81,9	1,4	0,5	3,0	2,3	17,5	29,6	4,2	4,7	6,4	12,3	0,0	0,1
90+	33,7	0,5	0,2	1,1	0,9	7,2	11,8	1,8	2,1	3,1	5,0	0,0	0,0
Femmes	15 286,9	282,3	69,4	481,2	385,1	3 762,7	5 771,4	577,4	515,2	1 414,5	1 979,7	15,3	32,5
<1	177,2	2,8	0,8	5,1	3,9	40,5	67,8	7,6	6,5	18,6	22,6	0,2	0,7
1-4	756,8	11,8	3,4	21,3	17,3	177,0	289,9	31,9	27,7	77,5	95,2	1,0	2,8
5-9	999,9	17,2	4,8	30,5	23,9	231,2	379,2	40,6	38,8	104,7	123,9	1,1	3,9
10-14	991,8	20,3	4,9	31,5	25,3	223,9	370,3	39,5	40,4	105,3	126,1	1,2	3,1
15-19	986,8	21,5	5,0	31,5	25,4	244,9	355,9	38,8	37,2	99,3	123,8	1,1	2,6
20-24	1 002,4	21,4	4,7	32,1	27,2	238,2	370,6	38,9	34,5	99,2	131,8	1,1	2,7
25-29	1 092,6	21,6	4,8	33,5	28,0	247,3	425,5	39,8	32,0	107,7	148,2	1,2	3,1
30-34	1 266,2	23,0	5,5	38,5	30,9	303,2	496,7	44,3	37,1	119,4	162,9	1,5	3,1
35-39	1 341,3	23,8	5,6	42,0	32,3	333,4	507,4	46,6	40,9	131,0	173,7	1,7	2,9
40-44	1 234,9	23,6	5,0	38,8	31,4	312,7	456,6	43,4	38,0	118,8	162,7	1,5	2,3
45-49	1 087,8	21,5	4,7	34,7	28,3	279,7	406,6	37,8	31,0	95,6	144,9	1,4	1,6
50-54	895,0	17,1	3,9	28,6	22,4	241,2	333,9	31,1	25,2	74,3	115,3	0,9	1,1
55-59	695,3	12,3	3,0	22,2	17,2	185,6	263,0	24,8	21,5	55,7	89,0	0,4	0,8
60-64	616,2	10,4	2,9	19,6	15,0	161,6	236,7	22,1	20,1	49,3	77,4	0,4	0,7
65-69	596,4	9,5	2,5	18,5	15,2	158,2	228,4	22,3	20,3	45,5	75,2	0,3	0,5
70-74	547,1	8,4	2,3	17,0	14,0	140,0	212,3	21,9	19,7	39,5	71,4	0,2	0,3
75-79	437,4	7,3	2,2	15,3	11,8	108,1	163,7	19,2	17,9	32,1	59,4	0,1	0,2
80-84	298,7	4,9	1,7	10,9	8,1	72,4	109,2	14,1	13,8	22,0	41,5	0,1	0,1
85-89	169,7	2,6	1,0	6,2	4,8	41,2	62,5	8,0	8,2	12,1	23,0	0,0	0,0
90+	93,4	1,3	0,6	3,6	2,6	22,3	35,0	4,8	4,6	6,9	11,7	0,0	0,0

Source : Division de la démographie, section des estimations de la population

Nota : Les estimations de la population sont ajustées pour le sous-dénombrement net du recensement et incluent les résidents non-permanents.

A stylized graphic on the left side of the page. It features a dark grey background with white outlines. The top part shows a person's face with a neutral expression, defined by simple white lines for the eyes, nose, and mouth. Below the face, there are several interlocking gears of different sizes, also rendered in white outlines. The overall style is minimalist and modern.

Pour commander les publications

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



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

Division du marketing, Ventes et services
 Statistique Canada
 Ottawa (Ontario)
 K1A 0T6
 Téléphone : (613) 951-7277
 1-800-267-6677, appeler sans frais, au Canada
 Télécopieur : (613) 951-1584

Ou visiter notre site internet : www.statcan.ca

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix†			
			Canada	É.-U. (US \$)	Autres pays (US \$)	
Statistiques sur la santé	Catalogue des produits et services	82F0058XIF	Internet	gratuit	gratuit	gratuit
Rapports sur la santé	· par année · l'exemplaire	82-003-XPB	Papier	116 \$ 35 \$	116 \$ 35 \$	116 \$ 35 \$
	· par année · l'exemplaire	82-003-XIF	Internet	87 \$ 26 \$	87 \$ 26 \$	87 \$ 26 \$
Indicateurs sur la santé		82-221-XCB	CD-ROM	100 \$	100 \$	100 \$
Naissances						
Naissances et décès‡		84-210-XPB	Papier	35 \$	35 \$	35 \$
		84-210-XMB	Microfiche	25 \$	25 \$	25 \$
		84-210-XIB	Internet	26 \$	26 \$	26 \$
Santé périnatale : grossesse et taux, Canada, de 1974 à 1993		82-568-XPB	Papier	32 \$	39 \$	45 \$
Statistiques choisies sur la natalité et la fécondité, Canada, de 1921 à 1991		82-553-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Sommaire général des statistiques de l'état civil		84F0001-XPB	Papier	30 \$	30 \$	30 \$
Cancer						
Le cancer au Canada‡		82-218-XPB	Papier	25 \$	30 \$	35 \$
L'incidence du cancer au Canada, de 1969 à 1993		82-566-XPB	Papier	42 \$	42 \$	42 \$

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

‡ Publication révolue (numéro antérieur seulement).

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix [†]		
			Canada	É.-U. (US \$)	Autres pays (US \$)
Décès					
Causes de décès	84-208-XPB	Papier	62 \$	62 \$	62 \$
Causes principales de décès	84-503-XPB	Papier	30 \$	30 \$	30 \$
Naissances et décès [‡]	84-210-XPB	Papier	35 \$	42 \$	49 \$
	84-210-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
	84-210-XIB	Internet	26 \$	26 \$	26 \$
Mortalité : Liste sommaire des causes	84-209-XPB	Papier	31 \$	31 \$	31 \$
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001-XPB	Papier	30 \$	30 \$	30 \$
Statistiques choisies sur la mortalité, Canada, de 1921 à 1990	82-548-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Statistiques choisies sur la mortalité infantile et statistiques connexes, Canada, de 1921 à 1990	82-549-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Divorce					
Divorces [‡]	84-213-XPB	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
	84-213-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
Hôpitaux					
Indicateurs des hôpitaux [‡]	83-246-XPB	Papier	60 \$	72 \$	84 \$
	83-246-XMB	Microfiche	45 \$	54 \$	63 \$
Hospitalisation					
La morbidité hospitalière et interventions chirurgicales [‡]	82-216-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
	82-216-XMB	Microfiche	35 \$	42 \$	49 \$
Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux	82-562-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Espérance de vie					
Tables de mortalité, Canada et provinces, de 1990 à 1992	84-537-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
	84-537-XDB	Disquette	40 \$	40 \$	40 \$
Mariage					
Mariages [‡]	84-212-XPB	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
	84-212-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
Certains renseignements sur les mariages contractés, de 1921 à 1990	82-552-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Le déclin du mariage au Canada de 1981 à 1991	84-536-XPB	Papier	36 \$	44 \$	51 \$
Hygiène mentale					
La statistique de l'hygiène mentale [‡]	83-245-XPB	Papier	15 \$	18 \$	21 \$

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

[‡] Publication révolue (numéro antérieur seulement).

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix [†]		
			Canada	É.-U. (US \$)	Autres pays (US \$)
Enquête nationale sur la santé de la population					
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995	82-567-XPB	Papier	10 \$	12 \$	14 \$
	82-567-XIB	Internet	8 \$	8 \$	8 \$
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997	82-567-XPB	Papier	35 \$	35 \$	35 \$
	82-567-XIB	Internet	26 \$	26 \$	26 \$
Enquête nationale sur la santé de la population fichiers de microdonnées à grande diffusion 1996-1997 guide le l'utilisateur – Composante ménages	82M0009GPF	Papier	\$50	\$50	\$50
Personnel infirmier					
Personnel infirmier au Canada, 1995 : infirmier(ères) autorisé(e)s [‡]	83-243-XPB	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
	83-243-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
Établissements de soins de santé					
Établissements de soins spéciaux pour bénéficiaires internes [‡]	83-237-XPB	Papier	35 \$	42 \$	49 \$
	83-237-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
Avortements thérapeutiques					
Statistiques choisies sur les avortements thérapeutiques, de 1970 à 1991	82-550-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Avortements thérapeutiques	82-219-XPB	Papier	31 \$	31 \$	31 \$
	82-219-XMB	Microfiche	26 \$	26 \$	26 \$



La Division des statistiques sur la santé offre un service de totalisations spéciales afin de répondre aux besoins particuliers en ressources, 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 des statistiques sur la santé
 Statistique Canada
 Ottawa (Ontario)
 K1A 0T6
 Téléphone : (613) 951-1746
 Télécopieur : (613) 951-0792

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



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 des statistiques sur la santé
 Statistique Canada
 Ottawa, Ontario
 K1A 0T6
 Téléphone : (613) 951-1746
 Télécopieur : (613) 951-0792

Fichiers de microdonnées à grande diffusion de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1991-1995	Numéro du produit	Version	Prix†		
			Canada	Autres pays (US \$)	
Cycle 1, 1994-1995					
Composante des ménages	Données, Browser Ivision - fichier santé seulement, fichier texte ASCII	82F0001XCB 82F0001XDB	CD-ROM Disquette	800 \$ 650 \$	800 \$ 650 \$
Établissements de soins de santé	Fichier texte ASCII	82M0010XDB	Disquette	250 \$	250 \$
Tableaux personnalisés	Ménages Établissements de soins de santé	82C0013 82C0015	Le prix varie selon l'information demandée Le prix varie selon l'information demandée		
Cycle 2, 1996-1997					
Composante des ménages et établissements de soins de santé	Ménages - données transversales Browser Beyond 20/20 - fichier de santé seulement fichier texte ASCII	82M0009XCB Version 1	CD-ROM	2 000 \$	2 000 \$
	Version 2 ainsi que les établissements de soins de santé données transversales et longitudinales, fichier texte ASCII	Version 2‡	Les clients qui achètent la version 1 des fichiers de microdonnées 1996-97, recevront gratuitement la version 2		
Tableaux personnalisés	Ménages Établissements de soins de santé	82C0013 82C0015	Le prix varie selon l'information demandée		
Offre spéciale ENSP 1994-1995 et 1996-1997		2 CD-ROM 82F0001XCB 82M0009XCB	2 500 \$	2 500 \$	2 500 \$

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

‡ Disponible à l'automne 1999.

Nouvelle parution

Indicateurs sur la santé

Les *Indicateurs sur la santé*

représentent un produit de données intégré. Ils fournissent des renseignements sur les facteurs de risque socioéconomiques et sur les déterminants de la santé. Ils offrent aussi des informations sur l'état de santé de la population, de nouvelles données sur la santé et sur l'utilisation des services de santé. La publication des *Indicateurs sur la santé* a pour but de présenter un ensemble de données fondamentales produit d'après les renseignements les plus récents. On y trouve aussi, publiées dans cette édition uniquement, les données sur les **Causes de décès**. Il existe huit tableaux pour 1995, 1996 et 1997, qui font état des causes selon la province, l'âge et le sexe.

Vous cherchez des renseignements sur ...

- ◆ les avortements et les naissances chez les adolescentes
- ◆ certaines causes de décès
- ◆ les principaux sièges du cancer
- ◆ la satisfaction à l'égard de l'emploi
- ◆ la fréquence de l'exercice
- ◆ les fumeurs
- ◆ la satisfaction à l'égard du poids
- ◆ le nombre de visites chez les professionnels de la santé
- ◆ le stress dans la vie quotidienne
- ◆ la durée moyenne de l'hospitalisation

Indicateurs sur la santé est une base de données qui s'adresse à toute une gamme d'utilisateurs, dont les **spécialistes des études de marché, les enseignants, les étudiants, les**



groupes d'intérêts, les agents d'élaboration des politiques et les gestionnaires de programmes. Ces utilisateurs ont la possibilité d'examiner des données non seulement sur l'état de santé des Canadiens, mais aussi sur l'utilisation des services de santé et sur le rendement de ces services.

Les *Indicateurs sur la santé* comportent des séries chronologiques prolongées produites aux niveaux de détail géographique national et provincial ou territorial. En fonction de l'indicateur, les données sont recoupées selon l'âge et le sexe et, parfois, le niveau de scolarité.

Le produit les *Indicateurs sur la santé* (édition 1999, n° 82-221-XCB au catalogue) est disponible sur CD-ROM au coût de 100 \$ au Canada et 100 \$ US dans les autres pays.

Paraîtra prochainement !

Surveillez bien ! Un nouveau produit paraîtra plus tard cette année. En plus des *Indicateurs sur la santé*, ce nouveau CD-ROM comprendra le **Rapport statistique sur la santé de la population canadienne**, certains articles des *Rapports sur la santé*, des tableaux de données et plus encore !

Pour commander, veuillez écrire à Statistique Canada, Direction de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario), K1A 0T6 ou communiquer avec le Centre régional de consultation de Statistique Canada le plus près (voir la liste figurant dans la présente publication). Ou commander par l'Internet : order@statcan.ca.

Pour un service plus rapide, commandez par télécopieur au 1-613-951-1584 ou composez sans frais le 1-800-267-6677 et utilisez votre carte VISA ou MasterCard.