



N° 82-003-XIF au catalogue

Rapports sur la santé

Printemps 1999 Volume 10 N° 4

- Assurance-médicaments
- Maladie du cœur
- Chutes et gens âgés
- Issue de la grossesse et santé de l'enfant
- Enquête nationale sur la santé de la population



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

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 et 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 ordinolingue 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 : Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-1746) ou à l'un des centres de consultation régionaux de Statistique Canada :

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 paraît (périodicité) en version imprimée standard. Au Canada, un numéro coûte 35 \$ et un abonnement d'un an coûte 116 \$. À l'extérieur du Canada, 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, 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 nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresses. On peut aussi se procurer les produits de Statistique Canada auprès des agents autorisés, dans les librairies et dans les 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

Printemps 1999 Volume 10 N° 4

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.

Avril 1999

N° 82-003-XPB au catalogue, vol. 10, n° 4
ISSN 0840-6529

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 10, n° 4
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

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

SIGNES CONVENTIONNELS

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

- .. 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

Rédacteurs adjoints

Hélène Aylwin

Marc Saint-Laurent

Chargée de production

Renée Bourbonnais

Production et composition

Bernie Edwards

Agnes Jones

Micheline Pilon

Vérification des données

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

Pamela White

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 <http://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, 82-003-XPB au catalogue).

..... Dans ce numéro

Travaux de recherche

Disparités des régimes d'assurance-médicaments 9

Dans l'ensemble, environ 6 Canadiens sur 10 ont déclaré détenir une assurance-médicaments, et la proportion de personnes couvertes par une telle assurance augmente avec le revenu.

Wayne J. Millar

Maladie du cœur et population en âge de travailler 31

Des estimations révèlent que 345 000 Canadiens de 35 à 64 ans ont reçu un diagnostic de maladie cardiaque. Ces derniers sont plus susceptibles d'être sans emploi que leurs contemporains non touchés par une telle maladie et se concentrent davantage dans les ménages à faible revenu.

Helen Johansen

Chutes, gens âgés et recours aux services de santé 47

Les personnes âgées qui font une chute courent beaucoup plus de risques d'être hospitalisées, d'avoir recours à des services de soins à domicile ou d'être placées dans un établissement de soins de longue durée.

Kathryn Wilkins

Issue de la grossesse, milieu social et santé de l'enfant 59

Les enfants de moins de trois ans qui étaient des prématurés de faible poids de naissance courent de grands risques d'avoir un mauvais état de santé général et d'avoir reçu un diagnostic d'asthme.

Jiajian Chen et Wayne J. Millar

Enquête nationale sur la santé de la population –
une enquête longitudinale 73

L'article donne un aperçu du contenu et des méthodes de collecte des données de l'enquête, du plan d'échantillonnage et des taux de réponse. Il présente en outre certains des défis d'ordre méthodologique et opérationnel que pose cette enquête longitudinale.

Larry Swain, Gary Catlin et Marie P. Beudet

.....

Données disponibles

Utilisation des hôpitaux, 1996-1997	93
Estimations postcensitaires de la population	95

Index

99

Pour commander

111

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



Travaux de recherche

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

Revue par les pairs

Les personnes suivantes, spécialistes cliniques, méthodologistes et spécialistes de domaines particuliers, ont revu d'un oeil expert les articles destinés aux quatre numéros du volume 10 de *Rapports sur la santé*. Les rédacteurs de la revue désirent les remercier de l'énergie et du temps qu'elles ont consacrés à ce travail.

Tom Abernathy	Merril Knudtson
Owen Adams	Dafna Kohen
Alexander C. Allen	Joel Lexchin
Susan M. Allen	Joan Lindsay
Pat Armstrong	Pran Manga
Jane Aronson	Harold Mantel
Mary Jane Ashley	Sheila Marshall
Geoff Ballinger	Heather McCormack
Rosemary Bender	Mazeem Muhajarine
Heather Bryant	Robert P. Murray
Sharon Buehler	Cameron Mustard
William M. Bukowski	Carl Nimrod
Sharon Campbell	Herbert C. Northcott
Larry W. Chambers	Claude Paré
Marsha M. Cohen	Christopher Patterson
Andy Coldman	Beth Payne
Ron Dovell	Linda Pederson
Linda Duxbury	Michael Rachlis
Nancy Edwards	Elizabeth Rea
Jonathan Ellison	Bruce Reeder
Joan Feather	Lucie Richard
George Fodor	Leslie L. Roos
John Frank	Mark W. Rosenberg
Richard P. Gallagher	Susan Roxburgh
Vivek Goel	Greg Sherman
Maureen Hack	Paula Stewart
Kenneth Harris	Teresa To
Betty Havens	Jack Tu
Patrick A. Hessel	Suzanne Tyas
Gerry B. Hill	Eugene Vayda
Marcus Hollander	Terrance J. Wade
Claire Infante-Rivard	Susie Wai
Michael S. Kramer	C. Robin Walker
Bill Kierans	

Disparités des régimes d'assurance-médicaments

Wayne J. Millar

Résumé

Objectifs

Le présent article examine les différences socioéconomiques touchant la couverture complémentaire des médicaments d'ordonnance par les régimes d'assurance parmi les Canadiens âgés de 15 ans et plus et les répercussions de l'accès à ce type d'assurance sur l'utilisation de ces médicaments.

Source des données

Les données relatives à la couverture des médicaments d'ordonnance par les assurances et à l'utilisation des médicaments sont tirées du fichier transversal sur la santé de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) effectuée par Statistique Canada en 1996-1997. L'échantillon de la population âgée de 15 ans et plus comprenait 70 884 personnes.

Techniques d'analyse

On a calculé les taux de couverture des médicaments d'ordonnance par les assurances. Toutes les estimations sommaires ont été corrigées selon l'âge, à partir de la population du Canada en 1996-1997 (des deux sexes).

Principaux résultats

Parmi les personnes âgées de 15 ans et plus, 61 % bénéficiaient d'une assurance pour les médicaments d'ordonnance en 1996-1997. Au total, 65 % des travailleurs ont indiqué être couverts par un régime d'assurance, tandis que les personnes qui ne travaillaient pas étaient moins susceptibles de toucher des prestations (52 %). Seulement 38 % des personnes appartenant aux groupes de revenu les plus faibles, mais 74 % de celles du groupe de revenu le plus élevé étaient assurées. Par ailleurs, peu importe le nombre de problèmes de santé chroniques notés, les personnes qui bénéficiaient d'un régime d'assurance-médicaments étaient plus susceptibles de prendre des médicaments.

Mots-clés

assurance-maladie, assurance pour les services pharmaceutiques, revenu, emploi.

Auteur

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

Tous les Canadiens ont accès à des soins médicaux universels. À cet égard, la *Loi canadienne sur la santé de 1984* met principalement l'accent sur les services hospitaliers. Ainsi, les médicaments et les autres produits et préparations qui sont administrés dans les hôpitaux sont fournis aux malades sans frais. Cependant, la Loi ne comprend pas de dispositions pour les médicaments d'ordonnance utilisés à l'extérieur des hôpitaux. Et même si les provinces couvrent tous les services « médicalement nécessaires », l'interprétation de ce qui est médicalement nécessaire varie selon la province¹. Ainsi, bien que des régimes provinciaux d'assurance-médicaments aient été mis en œuvre, les médicaments d'ordonnance ne sont pas remboursés uniformément partout au pays. Par conséquent, lorsque ces produits sont utilisés à l'extérieur du milieu hospitalier, le coût en incombe souvent au malade.

Le délaissement du recours à l'hospitalisation pour soigner les malades et les durées de séjour réduites pour nombre de diagnostics concourent certes à aggraver le problème². Les soins ambulatoires des cliniques externes et les soins à domicile sont de plus en plus répandus. Les personnes qui ne peuvent obtenir leurs médicaments dans un hôpital

Méthodologie

Sources des données

Le présent article se fonde sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'enquête recueille tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population canadienne. Elle couvre les membres des ménages et les résidents des établissements de santé de toutes les provinces et des territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, dans les bases des Forces armées canadiennes et dans certaines régions éloignées. L'ENSP comprend une composante longitudinale ainsi qu'une composante transversale. Les personnes qui font partie de la composante longitudinale seront suivies pendant une période allant jusqu'à 20 ans.

La présente analyse de la couverture des médicaments d'ordonnance par les assurances s'appuie sur des données transversales provenant du deuxième cycle de l'ENSP, qui a eu lieu en 1996-1997. Les données analysées ici ont trait à la population des personnes vivant à domicile dans les 10 provinces.

L'échantillon transversal de 1996-1997 comprend les membres du panel longitudinal, ainsi que les personnes formant l'échantillon résultant des achats d'unités d'échantillonnage supplémentaires de trois provinces. Les personnes comprises dans l'échantillon supplémentaire, sélectionnées par la méthode de composition aléatoire (CA), font uniquement partie de l'analyse transversale.

Les données sur les personnes sont organisées en deux fichiers : Fichier général et Fichier santé. Les données sociodémographiques et certaines données sur la santé ont été obtenues auprès de chaque membre des ménages participants. Ces données constituent le Fichier général. Des données additionnelles plus détaillées sur la santé ont été recueillies auprès d'un membre choisi au hasard dans chaque ménage. Les renseignements détaillés sur la santé, ainsi que les renseignements du Fichier général sur les personnes qui ont fourni ces renseignements, figurent dans le Fichier santé.

Dans le cas des ménages formant l'échantillon supplémentaire, une personne bien informée de chaque ménage participant a fourni des renseignements sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé de tous les membres du ménage pour le Fichier général. En outre, on a choisi au hasard un membre du ménage, pas nécessairement cette même personne bien informée, qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé.

Parmi les personnes qui composaient le panel longitudinal, la personne qui a fourni les renseignements détaillés sur sa propre santé pour le Fichier santé était celle qui avait été choisie au hasard au premier cycle (1994-1995) et, en général, celle qui avait fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général à l'entrevue du deuxième cycle (1996-1997).

En 1996-1997, les taux de réponse transversaux pour le Fichier santé atteignaient 93,1 % pour l'échantillon longitudinal permanent, et 75,8 % pour l'échantillon sélectionné par composition aléatoire, soit un taux de réponse global de 79,0 %. Les données du Fichier santé sont disponibles pour 81 804 personnes choisies au hasard.

La présente analyse est fondée sur un échantillon de 70 884 Canadiens âgés de 15 ans et plus.

Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP^{3,4} sont décrits plus en détail dans d'autres rapports déjà publiés. Voir aussi *Enquête nationale sur la santé de la population — une enquête longitudinale* dans le présent numéro.

Des renseignements provenant de Santé Canada, de l'Institut canadien d'information sur la santé et de l'Organisation pour la coopération et le développement économiques (OCDE) ont été utilisés pour compléter les données de l'ENSP.

Techniques d'analyse

Toutes les estimations ont été pondérées pour être représentatives de la population à la date de l'enquête. On a utilisé comme population de référence la population du Canada âgée de 15 ans et plus (des deux sexes) en 1996-1997, en vue de la standardisation directe des taux. Les échantillons pour la composante transversale de 1996-1997 de l'ENSP sont importants, ce qui fait que les écarts liés aux estimations ont tendance à être faibles. Toutes les questions au sujet de la couverture des médicaments d'ordonnance par les assurances sont fondées sur des réponses sans personne interposée. Une régression logistique pondérée a été utilisée pour corriger les données selon l'âge et pour évaluer la signification statistique des écarts entre les groupes. Une méthode de rééchantillonnage pondéré *bootstrap* qui tient pleinement compte du plan d'échantillonnage de l'ENSP a été utilisée pour calculer les coefficients de variation et les écarts-types^{5,6}. Cette méthode a aussi servi à calculer les erreurs types en vue d'évaluer la signification statistique des écarts entre les taux.

Limites

Les données de l'ENSP ne rendent pas compte de la portée ou de la nature de la couverture des médicaments d'ordonnance par les assurances. Elles ne comprennent donc pas d'information au sujet des franchises ou de la proportion du prix que doivent prendre en charge les assurés, même si l'on pense que ces éléments pourraient influencer leur façon d'utiliser les médicaments d'ordonnance. En outre, rien n'indique le nombre de régimes en vertu desquels ces personnes sont couvertes.

Les estimations qui portent sur les assurances pour les médicaments d'ordonnance correspondent à la perception qu'ont les personnes interrogées. Certaines ont peut-être mal interprété la question au sujet de la couverture des médicaments d'ordonnance par les assurances. Par exemple, lorsqu'on leur a demandé : « Avez-vous une assurance qui couvre les frais de médicaments sur ordonnance, en totalité ou en partie? » (y compris tout régime d'assurance privé, gouvernemental ou payé par l'employeur), certaines personnes ont peut-être eu du mal à répondre si elles ne payaient pas elles-mêmes une prime. Par ailleurs, certaines n'étaient peut-être pas au courant qu'elles étaient couvertes par le régime d'un conjoint ou d'un parent, ou encore par certains régimes provinciaux.

doivent défrayer eux-mêmes leur ordonnance ou avoir recours à une assurance pour les aider à compenser ces frais.

Le présent article repose sur des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997. Il examine la proportion de la population qui dispose d'une assurance pour les médicaments d'ordonnance et compare les populations assurées et non assurées (voir *Méthodologie et Définitions*).

Sources de la couverture

Les assurances pour les médicaments d'ordonnance sont offertes à partir de sources publiques et privées. Parmi les sources publiques figurent les régimes provinciaux, lesquels s'appliquent notamment aux personnes de plus de 65 ans, aux personnes souffrant de certaines maladies chroniques et à celles qui reçoivent de l'aide sociale (tableau A en annexe).

Les régimes privés comprennent ceux offerts par des employeurs ou des compagnies d'assurance privées. Les employeurs peuvent rembourser les médicaments d'ordonnance des employés grâce à des prestations de soins de santé élargies. Certains syndicats offrent aussi à leurs membres des prestations de soins de santé élargies. Les

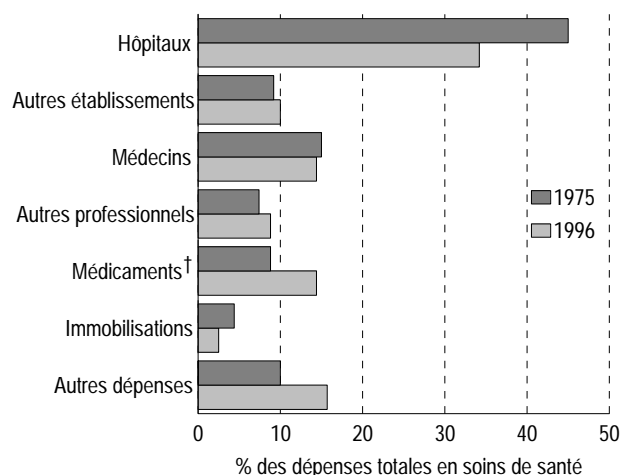
compagnies d'assurance privées gèrent des ensembles d'avantages élargis et peuvent englober des services qui ne sont pas prévus dans les régimes gouvernementaux.

Évolution des dépenses au titre des soins de santé

Les dépenses totales au titre des soins de santé ont évolué entre 1975 et 1996 (graphique 1, tableau B en annexe)^{7,8}. La proportion des dépenses qui va aux hôpitaux, aux médecins et aux immobilisations a diminué. Par contre, la part attribuée à d'autres établissements, d'autres professionnels et aux médicaments (d'ordonnance et sans ordonnance) s'est accrue. En 1996, environ 10,2 milliards de dollars ont été consacrés aux médicaments (tableau C en annexe), dont la majorité (7,0 milliards de dollars ou 68,3 %) a été prise en charge par le secteur privé.

Une étude internationale a révélé qu'en 1995, une fois les coassurances et les franchises prises en compte, les régimes publics ont remboursé environ 45 % des frais de médicaments au Canada. En comparaison, 90 % des frais sont remboursés au Royaume-Uni et aux Pays-Bas, et 25 % aux États-Unis (graphique 2)⁹.

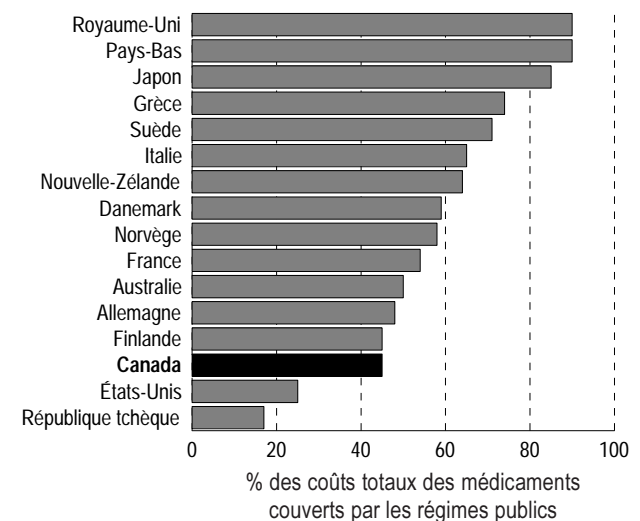
Graphique 1
Dépenses en soins de santé, selon la catégorie, Canada, 1975 et 1996



Sources des données : Santé Canada et Institut canadien d'information sur la santé, références nos 7 et 8

† Comprend les médicaments d'ordonnance et sans ordonnance (médicaments en vente libre et articles d'hygiène personnelle).

Graphique 2
Proportion des coûts[†] des produits pharmaceutiques remboursée par les régimes publics, Canada et certains pays, 1995



Source des données : Organisation de coopération et de développement économiques, référence n° 9

† Facturation moins la coassurance et la franchise moyennes

Définitions

Les *médicaments d'ordonnance* sont les substances vendues en vertu de la *Loi sur les aliments et drogues* et pour lesquelles une ordonnance est nécessaire. Les *médicaments sans ordonnance* sont des médicaments en vente libre et des articles d'hygiène personnelle, par exemple, les produits pour l'hygiène buccale et les bandelettes diagnostiques.

On a posé aux personnes interrogées lors de l'ENSP la question suivante : « Avez-vous une assurance qui couvre les frais de médicaments d'ordonnance, en totalité ou en partie? (y compris tout régime d'assurance privé, gouvernemental ou payé par l'employeur). »

Le *nombre de médicaments pris au cours du dernier mois* par les personnes chez qui on avait diagnostiqué un problème de santé chronique a été utilisé comme indicateur de l'influence qu'a le fait qu'un médicament soit couvert par les assurances sur l'utilisation de ce médicament. On a posé la question suivante aux personnes interrogées : « Au cours du dernier mois, avez-vous pris un des médicaments suivants? » Pour les besoins du présent article, on a tenu compte des médicaments énumérés ci-après, qui ne sont généralement disponibles que sur ordonnance : tranquillisants, antidépresseurs, codéine, Demerol ou morphine, médicaments contre l'asthme – tels que médicaments en inhalateur ou en nébuliseur – pénicilline ou autres antibiotiques, médicaments pour le cœur, médicaments pour la tension artérielle, diurétiques, stéroïdes, insuline, pilules pour contrôler le diabète, somnifères, pilules contraceptives, hormones pour le traitement de la ménopause ou des symptômes de vieillissement, médicaments pour la thyroïde.

On leur a aussi demandé si elles avaient des « problèmes de santé de longue durée diagnostiqués par un professionnel de la santé », c'est-à-dire « un état qui persiste ou qui devrait persister six mois ou plus ». Afin d'évaluer les répercussions de l'absence d'assurance pour les médicaments délivrés sur ordonnance, la présente analyse porte sur des personnes qui souffrent de problèmes de santé chroniques particuliers que l'on traite généralement au moyen de médicaments d'ordonnance : asthme, arthrite, hypertension, migraines, bronchite chronique ou emphysème, diabète, épilepsie, maladie cardiaque, cancer, ulcères à l'estomac ou à l'intestin, troubles dus à un accident cérébrovasculaire, problème de la thyroïde et glaucome.

Souvent, les personnes qui prennent un médicament souffrent de *problèmes de santé chroniques*¹⁰. Par conséquent, une variable dérivée mesurant le nombre de problèmes de santé chroniques d'une personne a été utilisée pour répartir les personnes dans les

catégories suivantes : aucun problème de santé chronique, un problème, deux problèmes, trois problèmes, quatre problèmes, et cinq problèmes ou plus.

Les *niveaux de revenu du ménage* ont été définis de la façon suivante : inférieur/moyen-inférieur, moyen, moyen-supérieur et supérieur, à partir du revenu total du ménage et du nombre de personnes vivant dans le ménage.

La *situation professionnelle* a été déterminée selon deux catégories : actuellement au travail ou actuellement sans travail. Les personnes qui travaillaient au moment de l'enquête ont été classées comme travailleurs à temps plein (30 heures ou plus par semaine) ou comme travailleurs à temps partiel (moins de 30 heures par semaine). Parmi les personnes qui ne travaillaient pas, certaines avaient un emploi, mais ne travaillaient pas à ce moment-là, ou n'avaient pas travaillé au cours des 12 derniers mois. Si les répondants ne travaillaient pas, on leur a demandé pourquoi. Les raisons utilisées pour la présente analyse sont les suivantes : maladie ou incapacité de la personne; obligations familiales; études ou congé d'études; conflit de travail/mise à pied; retraite; recherche d'un emploi; et autres raisons.

La *profession* a été déterminée d'après une variable dérivée (l'échelle de Pineo, un classement des professions fondé sur le prestige de celles-ci). Les professions ont été regroupées en 16 catégories : travailleurs autonomes professionnels; employés professionnels; cadres supérieurs; semi-professionnels; techniciens; cadres intermédiaires, superviseurs; contremaîtres; vendeurs et fournisseurs de services spécialisés; travailleurs manuels spécialisés; fermiers; vendeurs et fournisseurs de services semi-spécialisés; travailleurs manuels semi-spécialisés; vendeurs et fournisseurs de services non spécialisés; travailleurs manuels non spécialisés; et ouvriers agricoles.

On a demandé aux personnes participant à l'enquête d'indiquer la *principale source de revenu du ménage* pour la dernière année. Ils pouvaient choisir parmi les catégories suivantes : salaires et traitements; travail autonome; dividendes et intérêts (sur obligations, épargnes); prestations d'assurance-emploi; indemnités d'accident du travail; prestations du Régime de pensions du Canada ou du Régime de rentes du Québec; prestations d'un régime de retraite, rentes; Sécurité de la vieillesse ou Supplément de revenu garanti; prestations fiscales pour enfants; allocations municipales ou provinciales d'aide sociale ou de bien-être; pension alimentaire aux enfants/au conjoint; autres (p. ex., revenu de location ou bourse d'études).

Les médicaments d'ordonnance représentent une part de plus en plus importante du budget des soins de santé. En 1996, ces médicaments constituaient 10,0 % des dépenses totales en soins de santé, en hausse par rapport aux 6,3 % enregistrés en 1975 (tableau B en annexe). En 1975, le secteur public (gouvernement et organismes gouvernementaux) a remboursé le tiers du coût (33,2 %) des médicaments d'ordonnance. Environ deux décennies plus tard, soit en 1996, cette part a augmenté pour atteindre près de 50 % (48,3 %). Même si la part du secteur privé a diminué au cours de la même période, en 1996, elle représentait encore juste un peu plus de la moitié (51,7 %) des coûts (données non présentées).

Les gouvernements provinciaux sont responsables de la plus grande part des dépenses du secteur public au titre des médicaments, soit environ 3,0 milliards de dollars en 1996. Il s'agit de près du tiers (29,6 %) des dépenses totales au titre des médicaments pour cette année-là, une hausse par rapport aux 13,2 % enregistrés en 1975 (tableau C en annexe).

Écarts importants entre les régimes provinciaux

Les régimes provinciaux s'appliquant aux médicaments d'ordonnance varient considérablement (tableau A en annexe). Les avantages particuliers et les coassurances ou franchises diffèrent d'un régime à l'autre. (On appelle coassurance le remboursement d'une partie du coût de l'ordonnance par le consommateur. On appelle franchise le paiement par le consommateur du coût total d'une ordonnance, jusqu'à concurrence d'un montant précis.) La plupart des provinces offrent des avantages aux personnes âgées (65 ans et plus) et aux personnes qui reçoivent de l'aide sociale, ainsi qu'aux enfants et aux groupes à faible revenu. En outre, la plupart des provinces prévoient des dispositions pour les médicaments spéciaux nécessaires pour le traitement de certaines maladies comme le diabète, la fibrose kystique ou le VIH/sida.

Six personnes sur dix sont couvertes

La population couverte par les régimes d'assurance-médicaments est en hausse¹¹. Parmi les groupes à faible revenu, l'augmentation de la couverture est attribuable en partie aux régimes provinciaux de soins de santé. Parmi les groupes dont le revenu est supérieur, la croissance est le fait de l'acquisition d'assurances privées ou de l'obtention de prestations assurées au travail.

Selon l'ENSP de 1996-1997, environ 61 % des hommes et des femmes âgés de 15 ans et plus ont indiqué être couverts par une assurance pour leurs médicaments d'ordonnance. Les assurances-médicaments semblent être relativement moins répandues chez les Canadiens plus jeunes et plus âgés (tableau 1). Juste un peu plus de la moitié de la population âgée de 15 à 24 ans et de celle de 65 ans et plus a indiqué disposer d'une assurance pour les médicaments vendus sur ordonnance. Par contre, environ les deux tiers des personnes âgées de 25 à 64 ans ont indiqué être assurées. La couverture plus importante chez les groupes d'âge moyen, qui sont les plus susceptibles de travailler, rend compte des avantages supplémentaires qui sont mis à la disposition des personnes qui travaillent.

Les taux de couverture augmentent selon le niveau de scolarité, allant de 52 % pour les personnes qui ont fait des études secondaires partielles, à 65 % de celles qui ont un diplôme collégial ou universitaire.

La proportion de personnes déclarant être couvertes par des assurances varie aussi selon la province, allant de moins de la moitié à plus des deux tiers. Compte tenu des prestations généreuses offertes par les divers régimes provinciaux, cela peut indiquer que certaines personnes ne savent pas qu'elles disposent d'une assurance-médicaments et qu'elles sont admissibles à des prestations.

La couverture varie aussi selon le type de famille, les couples étant plus susceptibles de disposer d'une assurance-médicaments que les personnes seules ou les familles monoparentales. Environ la moitié des ménages à une personne indiquaient être couverts par des assurances, mais on a enregistré des taux beaucoup plus élevés chez les personnes appartenant à des ménages de deux membres et plus.

Tableau 1
Population vivant à domicile âgée de 15 ans et plus et bénéficiant d'une assurance pour les médicaments d'ordonnance, selon certaines caractéristiques sociodémographiques, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Nombre	Assurance pour les médicaments d'ordonnance
	en milliers	% corrigé selon l'âge
Sexe		
Les deux sexes	23 444	61
Hommes	11 519	61
Femmes	11 925	61
Groupe d'âge		
15-24	3 983	53
25-44	9 709	65
45-64	6 335	65
65+	3 416	51
Niveau de scolarité		
Études secondaires partielles	6 376	52
Études secondaires	3 909	62
Études postsecondaires partielles	5 398	61
Diplôme collégial ou universitaire	7 595	65
Non déclaré	165	58
Province		
Terre-Neuve	449	56
Île-du-Prince-Édouard	107	60
Nouvelle-Écosse	738	67
Nouveau-Brunswick	607	63
Québec	5 862	54
Ontario	8 879	66
Manitoba	857	48
Saskatchewan	752	40
Alberta	2 121	68
Colombie-Britannique	3 072	62
Type de famille économique		
Couple avec enfants âgés de moins de 25 ans	9 237	63
Couple seul	5 384	62
Couple avec enfants âgés de moins de 25 ans et autres personnes	1 350	57
Couple avec ou sans enfants âgés de 25 ans et plus, avec ou sans autres personnes	1 242	55
Parent seul vivant avec des enfants âgés de moins de 25 ans	1 334	52
Personne seule	3 171	51
Personne seule vivant avec d'autres	776	51
Autres ménages monoparentaux	765	50
Autres	181	54
Non déclaré	3	--
Nombre de personnes dans le ménage		
Une	3 171	51
Deux	6 954	61
Trois	4 627	62
Quatre	5 211	65
Cinq et plus	3 480	58

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

-- Nombres infimes

Les travailleurs à temps plein sont plus susceptibles d'être couverts

Comme il fallait s'y attendre, la population qui travaille enregistre un taux de couverture relativement élevé en matière d'assurance pour les médicaments d'ordonnance. Soixante-cinq pour cent des personnes qui travaillaient au moment de l'enquête ont indiqué qu'elles étaient assurées (tableau 2), tandis que les personnes qui ne travaillaient pas étaient beaucoup moins susceptibles de toucher des prestations (52 %). Les travailleurs à temps plein avaient un taux plus élevé de couverture que ceux à temps partiel : 65 % comparativement à 57 %.

Parmi les personnes qui avaient un emploi, le pourcentage de celles disposant d'une assurance-médicaments variait selon la profession. Les employés professionnels avaient les taux de couverture les plus élevés (78 %). Les travailleurs autonomes professionnels étaient beaucoup moins susceptibles de disposer d'une assurance-médicaments (49 %), et les fermiers (28 %) ainsi que les ouvriers agricoles (36 %) étaient les moins susceptibles d'être assurés.

Dans le cas des personnes qui ne travaillaient pas, les taux de couverture les plus élevés ont été déclarés par celles qui ne travaillaient pas en raison d'une maladie ou d'une incapacité (59 %) ou d'obligations familiales (57 %). Les étudiants et les personnes en congé d'études, ainsi que les personnes qui ne travaillaient pas en raison d'un conflit de travail ou d'une mise à pied, avaient le taux de couverture le plus faible (37 %).

Le lien étroit qui existe entre la situation professionnelle et la couverture des médicaments d'ordonnance par les assurances a des répercussions sur la continuité des soins de santé. Entre 1981 et 1994, on a assisté à une plus grande polarisation entre les emplois à long terme et à court terme¹². Les employeurs ont de plus en plus recours à un petit noyau d'employés à long terme et recrutent des employés supplémentaires à court terme, au fur et à mesure des besoins¹³. Il se peut que ces derniers n'aient pas accès aux avantages mis à la disposition des travailleurs à temps plein. Les régimes d'avantages sont souvent assujettis à des exigences

Tableau 2
Population vivant à domicile âgée de 15 à 74 ans et bénéficiant d'une assurance pour les médicaments d'ordonnance, selon la situation professionnelle et la profession actuelles, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Nombre	Assurance pour les médicaments d'ordonnance
	en milliers	% corrigé selon l'âge
Situation professionnelle		
Total	22 124	62
Actuellement au travail	13 814	65
Actuellement sans travail†	8 070	52
A travaillé au cours des 12 derniers mois, mais situation professionnelle actuelle inconnue	127	50
Non déclaré	113	58
Nombre d'heures de travail par semaine (emploi principal)		
Total	13 814	65
30 et plus (temps plein)	11 105	65
Moins de 30 (temps partiel)	2 551	57
Non déclaré	158	52
Raison pour laquelle la personne ne travaille pas actuellement		
Total	8 070	52
Maladie ou incapacité de la personne	961	59
Obligations familiales	1 337	57
Retraite	2 742	45
Recherche d'un emploi	520	39
Études/congé d'études	1 537	37
Conflit de travail/mise à pied	586	37
Autres raisons	173	48
Ne s'applique pas	131	55
Non déclaré	83	53
Profession‡		
Total	13 814	65
Employés professionnels	1 132	78
Techniciens	310	76
Cadres supérieurs	425	73
Vendeurs et fournisseurs de services spécialisés	1 045	70
Semi-professionnels	1 151	68
Cadres intermédiaires	1 259	68
Travailleurs manuels spécialisés	1 138	66
Vendeurs et fournisseurs de services non spécialisés	1 027	66
Travailleurs manuels semi-spécialisés	1 148	65
Contremaîtres	305	64
Vendeurs et fournisseurs de services semi-spécialisés	1 946	60
Superviseurs	323	58
Travailleurs manuels non spécialisés	1 486	58
Travailleurs autonomes professionnels	191	49
Ouvriers agricoles	183	36
Fermiers	165	28
Non déclaré	580	63

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

† Avait un emploi, mais ne travaillait pas à l'époque, ou n'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois.

‡ Les catégories sont tirées de l'échelle de Pineo; toutefois, son classement fondé sur le prestige n'est pas utilisé ici.

minimales en matière de service, par exemple, avoir travaillé 6 ou 12 mois d'affilée¹⁴. Seulement 20 % environ de toutes les organisations offrent les mêmes avantages aux travailleurs permanents et occasionnels¹⁵. Lorsque des personnes assurées sont mises à pied ou qu'elles prennent leur retraite, il n'existe pas de garantie qu'elles conserveront leurs prestations supplémentaires de soins de santé. En fait, selon l'ENSP de 1996-1997, moins de la moitié des personnes à la retraite (45 %) ont indiqué bénéficier d'une assurance pour les médicaments d'ordonnance.

Le revenu constitue un facteur majeur

Les prestations d'assurance pour les médicaments d'ordonnance sont étroitement liées au revenu du ménage (tableau 3). De façon générale, les taux augmentent avec le revenu. En fait, le taux

Tableau 3
Population vivant à domicile âgée de 15 ans et plus et bénéficiant d'une assurance pour les médicaments d'ordonnance, selon le niveau de revenu du ménage et la principale source de revenu, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Nombre	Assurance pour les médicaments d'ordonnance
	en milliers	% corrigé selon l'âge
Niveau de revenu du ménage		
Inférieur/moyen-inférieur	3 051	38
Moyen	5 865	53
Moyen-supérieur	7 655	72
Supérieur	2 966	74
Données manquantes	3 906	56
Principale source de revenu		
Salaires et traitements	14 491	67
Pension alimentaire aux enfants/pension alimentaire au conjoint	50	58
Prestations d'un régime de retraite, rentes	1 653	57
Régime de pensions du Canada/Régime de rentes du Québec	1 003	48
Prestations fiscales pour enfants	17	47
Allocations municipales ou provinciales d'aide sociale ou de bien-être	822	45
Indemnités d'accident du travail	108	39
Travail autonome	2 218	36
Dividendes et intérêts	227	36
Sécurité de la vieillesse ou Supplément de revenu garanti	1 124	31
Prestations d'assurance-emploi	172	25
Autres	378	42
Ne sait pas/refus/non déclaré	1 180	56

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

d'assurance pour le groupe de revenu supérieur était près du double de celui du groupe de revenu inférieur (74 % comparativement à 38 %).

La principale source de revenu, qui rend compte de la situation professionnelle, est aussi un facteur de la couverture des médicaments d'ordonnance par les assurances. Les personnes pour lesquelles le revenu du ménage provient principalement de salaires et traitements étaient les plus susceptibles d'être assurées (67 %). Par contre, les personnes qui touchaient des prestations d'assurance-emploi comme principale source de revenu étaient les moins susceptibles d'être assurées (25 %). Les personnes qui tirent leur revenu principalement d'un travail autonome ou de dividendes avaient aussi de faibles taux de couverture (36 %).

Tableau 4
Population vivant à domicile âgée de 15 ans et plus et bénéficiant d'une assurance pour les médicaments d'ordonnance, selon le niveau de revenu du ménage et l'autoévaluation de l'état de santé, Canada, territoires non compris, 1996-1997

Niveau de revenu du ménage/ autoévaluation de l'état de santé	Nombre en milliers	Assurance pour les médicaments d'ordonnance
		% corrigé selon l'âge
Inférieur/moyen-inférieur		
Total	3 051	38
Bonne/passable	618	46
Mauvaise	985	38
Très bonne/excellente	1 448	35
Moyen		
Total	5 865	53
Bonne/passable	646	58
Mauvaise	1 715	49
Très bonne/excellente	3 505	53
Moyen-supérieur		
Total	7 655	72
Bonne/passable	504	74
Mauvaise	1 966	71
Très bonne/excellente	5 184	73
Supérieur		
Total	2 966	74
Bonne/passable	133	71
Mauvaise	624	74
Très bonne/excellente	2 209	74
Données manquantes		
Total	3 906	56
Bonne/passable	425	54
Mauvaise	1 061	57
Très bonne/excellente	2 421	56

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

Même si les personnes dont la principale source de revenu était la Sécurité de la vieillesse et le Supplément de revenu garanti peuvent se prévaloir de la plupart des régimes provinciaux d'assurance-médicaments, seulement 31 % d'entre elles étaient assurées pour leurs médicaments d'ordonnance. Cette anomalie apparente pourrait être attribuée à une mauvaise interprétation de la question, ou encore à un manque de connaissances au sujet des prestations disponibles.

Les personnes des groupes de revenus inférieur et moyen-inférieur qui indiquaient que leur état de santé était bon ou passable étaient plus susceptibles que les personnes en meilleure santé ayant des revenus similaires de bénéficier d'une assurance pour les médicaments d'ordonnance (tableau 4). Toutefois, même parmi celles qui indiquaient que leur santé était bonne ou passable, le taux de couverture augmentait avec le revenu.

État de santé et assurance pour les médicaments d'ordonnance

Étonnamment, les taux de couverture des médicaments d'ordonnance étaient semblables, que les personnes souffrent ou non d'une incapacité à long terme : soit 62 % et 61 % respectivement.

Les assurances pour les médicaments d'ordonnance étaient toutefois directement liées au nombre de problèmes de santé chroniques dont souffrait une personne. Lorsque le nombre de problèmes de santé chroniques augmente, le besoin de médicaments croît lui aussi. Une personne ainsi atteinte est peut-être plus au courant du type de couverture dont elle dispose, ou achète peut-être une couverture supplémentaire. Environ 59 % des personnes qui n'avaient pas de problème de santé chronique étaient couvertes, comparativement à 67 % de celles qui avaient trois problèmes et plus de santé chroniques (tableau 5). Étant donné que les estimations ont été corrigées selon l'âge, ces différences ne sont pas attribuables à des écarts d'âge entre les groupes.

La présence d'une assurance pour les médicaments d'ordonnance varie aussi de façon progressive selon le nombre de médicaments pris au cours des deux jours précédant l'enquête. Parmi

ceux qui n'avaient pris aucun médicament, 61 % disposaient d'une assurance à ce titre; le taux passe à 72 % pour ceux qui avaient pris trois médicaments et plus au cours des deux derniers jours.

Même parmi les personnes chez qui on n'avait pas diagnostiqué de problème de santé chronique, celles qui étaient assurées étaient plus susceptibles d'avoir pris des médicaments d'ordonnance le mois précédent (tableau 6). En outre, parmi les personnes qui souffraient de trois problèmes de santé chroniques et plus, environ 74 % des personnes assurées avaient pris au moins deux médicaments, comparativement à 58 % des personnes non assurées. Les différences quant à la nature des problèmes de santé chroniques entre les personnes assurées et non assurées peuvent influencer le

nombre de médicaments utilisés. Toutefois, en comparant les deux groupes du point de vue du type de problèmes de santé chroniques, on n'a constaté que peu de différences (données non présentées). Par conséquent, l'utilisation moins grande de médicaments parmi la population non assurée ne peut être attribuable uniquement à un meilleur état de santé.

Les personnes qui n'ont pas d'assurance-médicaments ont tendance à prendre moins de médicaments d'ordonnance et cela signifie peut-être qu'elles ont décidé de limiter leur utilisation aux médicaments essentiels¹⁶⁻²⁰. Les personnes qui n'ont pas d'assurance-médicaments peuvent être dissuadées par le prix des médicaments. Un certain nombre d'études^{17,18,21,22} faites sur les malades qui ne

Tableau 5
Population vivant à domicile âgée de 15 ans et plus et bénéficiant d'une assurance pour les médicaments d'ordonnance, selon certaines caractéristiques de santé, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Population en milliers	Assurance pour les médicaments d'ordonnance % corrigé selon l'âge
Invalidité à long terme		
Oui	2 798	62
Non	20 599	61
Données manquantes	47	--
Nombre de problèmes de santé chroniques		
Aucun	14 447	59
Un	5 551	63
Deux	2 174	64
Trois et plus	1 272	67
Nombre de médicaments pris au cours des deux derniers jours		
Aucun [†]	8 372	61
Un	5 467	63
Deux	2 490	65
Trois et plus	2 141	72
Ne s'applique pas [‡]	4 863	54
Données manquantes	110	--

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

† A pris des médicaments au cours du dernier mois, mais pas au cours des deux derniers jours.

‡ N'a pas pris de médicaments au cours du dernier mois.

-- Nombres infimes

Tableau 6
Nombre de médicaments d'ordonnance pris au cours du dernier mois, population vivant à domicile âgée de 15 ans et plus, selon le nombre de problèmes de santé chroniques et la situation au titre de l'assurance-médicaments, Canada, territoires non compris, 1996-1997

Nombre de problèmes de santé chroniques/ situation au titre de l'assurance- médicaments	Population	Nombre de médicaments d'ordonnance pris au cours du dernier mois			
	en milliers	Aucun	1	2	3+
		%			
Total	23 443	58	25	10	7
Total	23 443	58	25	10	7
Assuré	14 300	55	26	11	8
Non assuré	8 759	62	24	8	6
Aucun	14 446	73	20	5	2
Total	14 446	73	20	5	2
Assuré	8 688	71	22	6	2
Non assuré	5 469	76	18	4	2
Un	5 551	44	35	14	7
Total	5 551	44	35	14	7
Assuré	3 459	42	35	16	8
Non assuré	2 026	48	36	11	5
Deux	2 174	24	36	22	19
Total	2 174	24	36	22	19
Assuré	1 339	22	36	21	21
Non assuré	819	26	35	23	16
Trois et plus	1 272	13	17	26	44
Total	1 272	13	17	26	44
Assuré	814	11	15	28	46
Non assuré	445	18	24	21	37

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

Nota : Les données ayant été arrondies, la somme des pourcentages peut ne pas correspondre à 100. Exclut les cas pour lesquels la situation au titre de l'assurance manquait.

peuvent se permettre d'acheter des médicaments d'ordonnance ont fait ressortir divers comportements. Certains malades n'achètent pas un médicament s'il est trop coûteux. D'autres utilisent des médicaments d'ordonnance périmés, des médicaments d'ordonnance destinés à une autre personne, ou encore prennent davantage de médicaments que la quantité prescrite, en espérant réduire la durée de leur maladie. On a aussi noté que les malades âgés qui ont un revenu fixe choisissent les médicaments qu'ils peuvent se permettre. Il n'est pas inhabituel que des malades se privent d'antidépresseurs coûteux et ne prennent que ce qu'ils considèrent comme plus nécessaire (médicaments pour les maladies cardiovasculaires, par exemple)¹⁸.

La santé des malades peut sans doute être compromise s'ils n'ont pas accès à la pharmacothérapie^{20,23,24}. Sans un traitement approprié au moyen de médicaments, une maladie peut atteindre des stades plus aigus. Par exemple, le fait de ne pas prendre de médicaments contre l'hypertension peut entraîner une crise cardiaque, et le fait de ne pas prendre d'antibiotiques prescrits peut causer une récurrence de l'infection ou l'apparition de souches bactériennes résistantes. Malheureusement, ces pratiques peuvent faire augmenter le coût des soins de santé à long terme. Une estimation conservatrice des coûts de la non-utilisation des médicaments prescrits au Canada se chiffre entre sept et neuf milliards de dollars par année²¹.

Conclusion

Depuis les 20 dernières années, les médicaments d'ordonnance représentent une proportion croissante des coûts des soins de santé au Canada. Le nombre d'hospitalisations et la durée des séjours à l'hôpital ont diminué, dans une certaine mesure, parce qu'on dispose maintenant de produits pharmaceutiques pour traiter des problèmes médicaux qui nécessitaient autrefois l'hospitalisation. Ainsi, le rôle de plus en plus important des médicaments a contribué à la transition des soins en milieu hospitalier aux soins ambulatoires et aux soins à domicile. Toutefois, ces changements

signifient que l'importance du traitement au moyen de médicaments augmente, et que moins de personnes reçoivent des médicaments en milieu hospitalier. L'accès aux médicaments est maintenant de plus en plus du ressort des individus.

Même si le secteur public rembourse une part croissante des coûts des médicaments depuis les deux dernières décennies, de nombreuses personnes ne sont pas couvertes par les régimes provinciaux d'assurance-médicaments et ne disposent d'aucune autre couverture. Elles doivent souvent assumer le coût complet de leurs médicaments d'ordonnance.

Par ailleurs, même les personnes admissibles à une assurance-médicaments provinciale peuvent voir cette assurance réduite. Dans un effort en vue de contrôler le coût des médicaments d'ordonnance, certaines provinces ont mis en œuvre un certain nombre de mesures de contrôle des coûts, y compris l'utilisation de listes de médicaments pouvant être remboursés (formulaires des médicaments sur ordonnance) et l'établissement des prix selon un niveau de référence, en vue de limiter les montants à payer²⁵. D'autres ont supprimé certains médicaments de leurs formulaires ou ont mis en œuvre des mesures de coassurance ou de franchise²⁶.

Toutefois, certains s'inquiètent que les efforts en vue de contrôler les coûts grâce à la coassurance ou à l'élimination de certains médicaments des régimes réduiront l'utilisation de médicaments nécessaires au point de vue médical²⁷. Plusieurs études ont montré que certains malades réduisent ou cessent abruptement de prendre des médicaments d'ordonnance lorsqu'on leur demande de prendre en charge une franchise ou une coassurance^{16,18,28,29}. ●

Remerciements

L'auteur souhaite remercier Geoff Ballinger, de l'Institut canadien d'information sur la santé, qui lui a fourni des données sur les dépenses aux médicaments sur ordonnance.

Références

1. M.M. Rachlis, « Defining basic services and de-insuring the rest: The wrong diagnosis and the wrong prescription », *Canadian Medical Association Journal*, 152(9), 1995, p. 1401-1405.
2. J. Randhawa et R. Riley, « Tendances en matière d'hospitalisation, de 1982-1983 à 1992-1993 », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 45-53 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. 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).
4. Enquête nationale sur la santé de la population, *Composante des ménages : guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées à grande diffusion, 1996-1997* (Statistique Canada n° 82-M0009GPF au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1998.
5. 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. 209-217 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
6. 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.
7. Santé Canada, *Dépenses nationales de santé au Canada, 1975-1995*, Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services, 1996.
8. Institut canadien d'information sur la santé, *National Health Expenditure Trends, 1975-1998*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 1998.
9. Organisation de coopération et de développement économiques, *Health Data '98 CD-ROM*, Paris, Organisation de coopération et de développement économiques, 1997.
10. 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).
11. J. Lexchin, « Income class and pharmaceutical expenditure in Canada: 1964-1990 », *Canadian Journal of Public Health*, 87(1), 1996, p. 46-51.
12. L. Grenon et B. Chun, « L'emploi rémunéré non permanent », *L'Emploi et le revenu en perspective*, 9(3), 1997, p. 22-33 (Statistique Canada, n° 75-001-XPF au catalogue).
13. A. Heisz, « Évolution de la durée des emplois », *L'Emploi et le revenu en perspective*, 8(4), 1996, p. 34-39 (Statistique Canada, n° 75-001-XPF au catalogue).
14. G. Schellenberger et C. Clark, « Temporary employment in Canada: Profiles, patterns, and policy considerations », *Social Research*, Paper no. 1. Ottawa: Canadian Council on Social Development, 1996.
15. P. Booth, « *Contingent Work: Trends, Issues and Challenges for Employer* », Report 192-97, Ottawa: The Conference Board of Canada, 1997.
16. A. Leibowitz, W.G. Manning et J.P. Newhouse, « The demand for prescription drugs as a function of cost-sharing », *Social Science and Medicine*, 21(10), 1985, p. 1063-1069.
17. C. Salzman, « Medication compliance in the elderly », *Journal of Clinical Psychiatry*, 56(Suppl. 1), 1995, p. 18-22.
18. S.B. Soumerai, J. Avorn, D. Ross-Degnan *et al.*, « Payment restrictions for prescription drugs under Medicaid. Effects on therapy, cost and equity », *New England Journal of Medicine*, 317(9), 1987, p. 550-556.
19. B. Foxman, R.B. Valdez, K.N. Lohr *et al.*, « The effect of cost sharing on the use of antibiotics in ambulatory care: Results from a population-based randomized controlled trial », *Journal of Chronic Diseases*, 40(5), 1987, p. 429-37.
20. S.B. Soumerai, D. Ross-Degnan, J. Avorn *et al.*, « Effects of Medicaid drug-payment limits on admission to hospitals and nursing homes », *New England Journal of Medicine*, 325(15), 1991, p. 1072-7.
21. R.B. Coombs, P. Jensen, M.H. Her *et al.*, *Review of the Scientific Literature on the Prevalence, Consequences, and Health Costs of Non-compliance and Inappropriate Use of Prescription Medication in Canada*, Ottawa, Pharmaceutical Manufacturers Association of Canada, 1995.
22. M.I. Roemer, C.E. Hopkins, L. Carr *et al.*, « Copayments for ambulatory care: Penny-wise and pound-foolish », *Medical Care*, 13(6), 1975, p. 457-466.
23. R.F. Johnson, M.J. Goodman, M.C. Hornbrook *et al.*, « The impact of increasing patient prescription drug cost sharing on therapeutic classes of drugs received and on the health status of elderly HMO members », *Health Services Research*, 32(1), 1997, p. 103-122.
24. S.B. Soumerai, T.J. McLaughlin, D. Ross-Degnan *et al.*, « Effects of a limit on Medicaid drug-reimbursement benefits on the use of psychotropic agents and acute mental health services by patients with schizophrenia », *New England Journal of Medicine*, 331(10), 1994, p. 650-665.
25. D. Dingwall, *Drug Costs in Canada*, Ottawa, Health and Welfare Canada, 1997.
26. J. Brooke, « High cost of Ontario drug benefit plan sees more medication cut from list », *Medical Post*, 2(36), 1993.
27. J. Lexchin, « Prescribing and drug costs in the province of Ontario », *International Journal of Health Services*, 22(3), 1992, p. 471-477.
28. B.C. Martin et J.A. McMillan, « The impact of implementing a more restrictive prescription limit on Medicaid recipients. Effects on cost, therapy and out-of-pocket expenditures », *Medical Care*, 34(7), 1996, p. 686-701.
29. B. O'Brien, « The effect of patient charges on the utilization of prescription medicines », *Journal of Health Economics*, 8, 1989, p. 109-132.
30. R.A. Bacovsky, *Federal, Provincial and Territorial Government-sponsored Drug Plans and Drug Databases*, Background information prepared for the Conference on National Approaches to Pharmacare Integra Consulting Ltd., 2 décembre 1997.
31. Government of Newfoundland and Labrador, Department of Health and Community Services, disponible à : <http://www.gov.nf.ca/health>, site consulté le 27 janvier 1999.
32. The Official Website of the Government of Prince Edward Island, Health and Social Services, disponible à : <http://www.gov.pe.ca/hss>, site consulté le 27 janvier 1999.

33. Nouvelle-Écosse, Prescription Drug Plan Regulations, disponible à : <http://www.gov.ns.ca/just/regulations/regs/hsidrugs.html>, site consulté le 27 janvier 1999.
34. Nouvelle-Écosse, Seniors' Pharmacare Program Regulations, disponible à : <http://www.gov.ns.ca/just/regulations/regs/hsisenor.html>, site consulté le 27 janvier 1999.
35. Nouvelle-Écosse, Family Benefits Schedule "B" Regulations, disponible à : <http://www.gov.ns.ca/just/regulations/regs/fbschedb.html>, site consulté le 27 janvier 1999.
36. New Brunswick Prescription Drug Program, disponible à : <http://www.gov.nb.ca.hcs>, site consulté le 27 janvier 1999.
37. Communication Québec, disponible à : <http://www.com-qc.ca/55health.html>, site consulté le 27 janvier 1999.
38. Ontario Ministry of Health, Drug Programs, disponible à : http://www.gov.on.ca/health/english/pub/pub_links/pub_link4.html, site consulté le 16 février 1999.
39. Pharmacare, Manitoba Health, disponible à : <http://www.gov.mb.ca/health/pharmaca.html>, site consulté le 27 janvier 1999.
40. Saskatchewan Health Programs and Services, disponible à : <http://www.gov.sk.ca/health/progserv.html>, site consulté le 27 janvier 1999.
41. Alberta Ministry of Health, Alberta Health Care Insurance Plan, Statistical Supplement, 1997-98, disponible à : <http://www.health.gov.ab.ca/public/document/ssup97-98/sec5.html>, site consulté le 27 janvier 1999.
42. Alberta Blue Cross, Non-group Coverage, Hospital and Health Coverage for Albertans, disponible à : <http://www.health.gov.ab.ca/ahcip/bluecros/index.html>, site consulté le 3 février 1999.
43. British Columbia Ministry of Health and Ministry Responsible for Seniors, Pharmacare, disponible à : <http://www.hlth.gov.bc.ca/pharme/index.html>, site consulté le 3 février 1999.

Annexe A

Tableau A
Aperçu des régimes provinciaux d'assurance-médicaments au Canada

Province	Régime	Bénéficiaires admissibles	Exclusions	Coassurance/franchise	Mode de paiement
Terre-Neuve et Labrador	Newfoundland and Labrador Prescription Drug Program:				
	Senior Citizens' Drug Subsidy Plan	Tous les résidents âgés de 65 ans et plus qui reçoivent des prestations de Supplément de revenu garanti.	Aucune, sauf celles figurant dans la description des bénéficiaires admissibles.	Les bénéficiaires remboursent les frais d'exécution d'ordonnance directement au pharmacien. Les frais d'ordonnance varient selon la concurrence.	Les pharmaciens facturent le régime directement pour les services. Le malade assume les frais d'exécution d'ordonnance et des services professionnels.
	Social Services Drug Plan	Bénéficiaires de soins de longue durée ou personnes admissibles à des prestations d'aide sociale.		Aucun.	Les détaillants facturent le ministère de la Santé et des Services communautaires.
	Newfoundland and Labrador Interchangeable Drug Products Formulary	Comprend une liste des médicaments couramment utilisés qui comportent des équivalents chimiques et thérapeutiques; liste établie pour aider la population en général à obtenir des médicaments sur ordonnance à un prix raisonnable.			
Île-du-Prince-Édouard	Drug Cost Assistance Plan (pour les personnes âgées)	Toute personne ayant besoin de médicaments pour la tuberculose, la fièvre rhumatismale, le diabète, la sclérose en plaques, la phénylcétonurie, les soins à la suite d'une greffe, le sida, l'insuffisance rénale; les enfants souffrant de fibrose kystique et appartenant à des familles dans le besoin; tous les bénéficiaires de l'aide sociale; toutes les personnes âgées de 65 ans et plus; les résidents de foyers gouvernementaux et de foyers de soins infirmiers privés subventionnés par le gouvernement.	Aucune, sauf celles figurant dans la description des bénéficiaires admissibles.	Divers frais de coassurances, y compris pour les vaccins, les frais d'exécution d'ordonnance, les flacons d'insuline et les ordonnances d'urgence pour l'aide sociale.	Les détaillants facturent le ministère de la Santé et des Services communautaires.
	Welfare Assistance Program				
	Special Drug Programs				
	Les médicaments assurés figurent dans le Drug Cost Assistance Plan Formulary. Il existe une politique de recours au médicament interchangeable le moins cher.			La coassurance s'applique uniquement à certaines composantes du régime.	Les personnes âgées déboursent les sept premiers dollars du coût des ingrédients pour les médicaments sur ordonnance, ainsi que les frais d'exécution d'ordonnance.

Aperçu des régimes provinciaux d'assurance-médicaments au Canada – suite

Province	Régime	Bénéficiaires admissibles	Exclusions	Coassurance/franchise	Mode de paiement	
Nouvelle-Écosse	Seniors Pharmacare Program	Résidents de la province âgés de 65 ans et plus. Chaque personne âgée verse une contribution annuelle de 215 \$.	Personnes couvertes par d'autres régimes d'assurance-médicaments.	Paiement à la pharmacie de 20 % des frais imputés à Pharmacare pour l'exécution de l'ordonnance, jusqu'à concurrence de 200 \$ par année par personne âgée.	Des services assurés peuvent être obtenus auprès d'une pharmacie, d'un médecin ou d'un établissement non participant. Les factures sont soumises par les fournisseurs au régime.	
		Lorsqu'une personne âgée répond aux critères de faible revenu, il existe des dispositions pour réduire la contribution à verser.				
		Résidents de la province qui sont admissibles à l'aide sociale.				
	Résidents qui sont admissibles au Family Benefits Program.					
Special drug Program	Enfants en familles d'accueil.	Résidents qui souffrent de fibrose kystique, de diabète insipide, d'une carence en hormone de croissance, du VIH/sida, ou qui ont subi une greffe d'organe.		3 \$ par ordonnance; aucune limite annuelle.		
		Les malades souffrant du cancer qui répondent aux exigences en matière de revenu. Les malades dont le revenu familial brut est inférieur à 12 000 \$ par année.	Les malades souffrant du cancer dont le revenu familial brut est supérieur à 12 000 \$ par année.	Coassurance de 20 % (maximum de 150 \$ par personne par année).	Les malades souffrant du cancer peuvent avoir à contribuer aux coûts. Même s'il n'y a pas de coassurance, certains médicaments sont assujettis au maximum admissible et les malades doivent assumer la différence.	Les paiements sont généralement versés directement au fournisseur, sauf dans le cas des médicaments pour le traitement du cancer qui sont remboursés à la Société du cancer.
	Canadian Cancer Society Funded Drug Program	Malades dont le revenu familial brut se situe entre 12 001 \$ et 15 720 \$, et qui n'ont pas d'autre assurance-médicaments.		Aucune coassurance n'est prévue dans ce régime. Certains médicaments sont assujettis au maximum admissible, et les malades assument la différence.		

Aperçu des régimes provinciaux d'assurance-médicaments au Canada – suite

Province	Régime	Bénéficiaires admissibles	Exclusions	Coassurance/ franchise	Mode de paiement
Nouveau-Brunswick	Le Plan de médicaments sur ordonnance comprend plusieurs plans d'assurance-médicaments : citoyens aînés; clients de foyers de soins; hormone de croissance; enfants pris en charge par le Ministère; greffe d'organes; fibrose kystique; VIH; clients de Développement des ressources humaines.	Les personnes âgées de 65 ans et plus qui reçoivent des prestations de Supplément de revenu garanti ou qui sont admissibles aux avantages en remplissant un formulaire de déclaration de revenu. L'admissibilité est fondée sur le revenu.	Aucune, sauf celles figurant dans la description des bénéficiaires admissibles.	<p>Les bénéficiaires du plan destiné aux citoyens aînés doivent payer des frais de participation de 9,05 \$ par ordonnance. Contribution annuelle pour les prestataires du Supplément de revenu garanti.</p> <p>La contribution maximale annuelle s'applique uniquement aux personnes âgées qui reçoivent des prestations de Supplément de revenu garanti</p> <p>Plans s'appliquant à la fibrose kystique, au VIH, à la greffe d'organe, et à la prise d'hormones de croissance : des frais d'inscription de 50 \$ et des frais de participation de 20 \$ pour chaque ordonnance, jusqu'à un maximum de 500 \$ par famille.</p> <p>Les personnes qui bénéficient de l'aide sociale sont exemptées des frais d'inscription annuels.</p>	Les services fournis sont facturés directement au Plan.

Aperçu des régimes provinciaux d'assurance-médicaments au Canada – suite

Province	Régime	Bénéficiaires admissibles	Exclusions	Coassurance/franchise	Mode de paiement
Québec	Régime d'assurance-médicaments	Assure une couverture de base pour tous les résidents du Québec – les personnes sont couvertes par un régime collectif (assurance collective ou régime d'avantages sociaux) ou par la Régie de l'assurance-maladie du Québec (RAMQ). L'assurance pour les médicaments d'ordonnance est obligatoire et une contribution financière est requise; les prestataires de la sécurité du revenu, les personnes âgées de 65 ans et plus et les personnes qui n'ont pas accès à un régime collectif sont assurés par la RAMQ.	<p>Catégories de personnes qui sont couvertes autrement, en vertu d'une autre loi du Québec, d'une Loi du Parlement ou des lois d'une autre province.</p> <p>Les couvertures de remplacement doivent être au moins équivalentes au régime québécois de base.</p>	<p>Dans le cas des régimes collectifs, la coassurance ne doit pas dépasser 25 % du coût des médicaments d'ordonnance achetés. La contribution maximal ne doit pas être supérieure à 750 \$ par adulte par année, y compris toutes les franchises s'appliquant aux enfants.</p> <p>Les personnes assurées par la Régie doivent verser une cotisation de 175 \$ par année, qu'elles achètent ou non des médicaments.</p> <p>La contribution maximale est fondée sur une combinaison de frais de contribution, de franchise et de coassurance. La contribution maximale varie selon la catégorie d'assuré et le revenu.</p> <p>Dans le cas des personnes âgées de 65 ans et plus qui reçoivent des prestations de Supplément de revenu garanti, un maximum de 16,67 \$ à 62,50 \$ par mois par adulte, selon le montant des prestations de Supplément de revenu garanti.</p> <p>Les prestataires de la sécurité du revenu paient 16,67 \$ par mois par adulte.</p> <p>Les personnes qui n'ont pas accès à la RAMQ versent un maximum de 62,50 \$ par mois par adulte; aucune contributions pour les enfants.</p>	Services fournis par les pharmaciens qui sont membres de l'Association québécoise des pharmaciens.

Aperçu des régimes provinciaux d'assurance-médicaments au Canada – suite

Province	Régime	Bénéficiaires admissibles	Exclusions	Coassurance/franchise	Mode de paiement
Ontario	<p>Trois programmes : Programme de médicaments de l'Ontario; Programme des médicaments Trillium; Programme de médicaments spéciaux.</p> <p>Permet de fournir certains médicaments aux résidents de l'Ontario qui souffrent de néphropathie au stade terminal, de fibrose kystique, de la maladie de Gaucher, de troubles de croissance, du VIH/sida, de schizophrénie et de thalassémie, ainsi qu'à ceux qui ont eu une transplantation d'organe.</p> <p>Chaque médicament admissible figure dans le Formulaire des médicaments/ Index comparatif des médicaments.</p>	<p>Personnes âgées de 65 ans et plus; pensionnaires d'établissements de soins de longue durée ou de foyers de soins spéciaux; personnes bénéficiant de services professionnels dans le cadre du Programme de soins à domicile; prestataires de l'aide sociale (prestations générales ou prestations familiales); et prestataires du Programme de médicaments Trillium.</p>	<p>Résidents de l'Ontario non identifiés comme admissibles.</p>	<p>Les personnes âgées de 65 ans et plus qui vivent seules et touchent un revenu annuel d'au moins 16 018 \$ et les personnes âgées qui vivent en couple et touchent un revenu annuel d'au moins 24 175 \$ paient une franchise de 100 \$ chacune, puis des frais d'exécution d'ordonnance d'au plus 6,11 \$.</p> <p>Jusqu'à 2 \$ par ordonnance, à la discrétion du pharmacien.</p> <p>Franchise fondée sur le revenu, par personne, par famille et par année, et jusqu'à 2 \$ par ordonnance, à la discrétion du pharmacien.</p>	<p>Les services sont fournis en direct grâce à un réseau de pharmacies, de médecine prothésiste, et de pharmacies d'hôpitaux pour malades externes. Les fournisseurs soumettent une demande de remboursement au Programme.</p> <p>Les personnes qui ne sont pas admissibles au Programme de médicaments de l'Ontario déboursent entre 1,99 \$ et 16,95 \$ de frais d'exécution par ordonnance.</p> <p>Le maximum des frais d'exécution d'ordonnance pour les médicaments figurant dans le Formulaire sont de 6,11 \$. La pharmacie majore les prix de 10 % par rapport à l'Index des médicaments.</p>
Manitoba	<p>Trois régimes : Régime d'assurance-médicaments; Programme d'aide sociale; et Programme d'évaluation des frais de médicaments des foyers de soins personnels.</p> <p>La Liste des médicaments interchangeable pour le Manitoba comprend les prestations prévues dans le cadre du Régime d'assurance-médicaments interchangeables.</p>	<p>Personnes admissibles au Régime d'assurance-maladie de Santé Manitoba et dont les médicaments d'ordonnance ne sont pas payés par un autre régime de médicaments provincial ou fédéral ou par un régime privé d'assurance-médicaments. Personnes dont les coûts admissibles de médicaments d'ordonnance sont supérieurs à la franchise prévue par le Régime d'assurance-médicaments. Résidents qui reçoivent de l'aide sociale ou qui vivent dans des foyers de soins personnels.</p>		<p>Franchise équivalent à 3 % du revenu familial rajusté, au-dessus de 15 000 \$, ou 2 % du revenu familial rajusté, en dessous de 15 000 \$. Aucune coassurance une fois le montant de la franchise dépassé.</p> <p>Aucune pour les prestataires de l'aide sociale ou les résidents de foyers de soins personnels.</p>	<p>Service fourni par les pharmaciens et, dans certaines régions, par les médecins.</p> <p>Les personnes inscrites au Régime d'assurance-médicaments font l'objet d'une évaluation en ce qui a trait à la partie des frais de médicaments assujettie à une franchise. Une base de données en direct des pharmacies détermine la franchise. Une fois la franchise dépassée, le Régime rembourse le coût total des médicaments.</p>

Aperçu des régimes provinciaux d'assurance-médicaments au Canada – suite

Province	Régime	Bénéficiaires admissibles	Exclusions	Coassurance/franchise	Mode de paiement
Saskatchewan	<p>Saskatchewan Prescription Drug Plan</p> <p>Le Saskatchewan Formulary comprend une liste des médicaments qui sont couverts par le programme de médicaments.</p>	Tous les résidents détenteurs d'une carte valide des Saskatchewan Health Services, sauf ceux dont les frais d'ordonnance sont remboursés par un autre organisme gouvernemental.	<p>Personnes dont les médicaments d'ordonnance sont remboursés par un autre organisme gouvernemental : Indiens inscrits; bénéficiaires du ministère des Anciens combattants; bénéficiaires du Workers' Compensation Board; personnel de la GRC; personnel des Forces armées; détenus de pénitenciers fédéraux.</p>	<p>Les franchises varient selon le type de bénéficiaire.</p> <p>Dans le cas des familles bénéficiant d'un supplément de revenu familial : franchise semestrielle de 100 \$ et coassurance de 35 %.</p> <p>Pour les personnes âgées qui reçoivent des prestations de Supplément de revenu garanti : franchise semestrielle de 200 \$; coassurance de 35 %.</p> <p>Pour les résidents qui bénéficient du Saskatchewan Assistance Plan: 2 \$ par ordonnance; exclusion pour certains adultes et enfants âgés de moins de 18 ans, ou pour les personnes qui doivent prendre des médicaments pendant une longue période.</p> <p>La coassurance est supprimée pour les bénéficiaires du Saskatchewan Aids to Independent Living, les personnes qui souffrent de fibrose kystique, d'une néphropathie au stade terminal, les patients des soins palliatifs accrédités, les résidents qui utilisent certains médicaments dont le coût est élevé.</p> <p>La franchise et la coassurance sont rajustées pour les familles, y compris les familles comportant des personnes âgées, lorsque les coûts annuels des médicaments dépassent 3,4 % du revenu rajusté.</p> <p>Tous les autres résidents : franchise semestrielle de 850 \$ par personne ou par famille, et coassurance de 35 %.</p>	Les demandes sont soumises sous forme électronique et approuvées en direct. Les pharmacies perçoivent les paiements.

Aperçu des régimes provinciaux d'assurance-médicaments au Canada – suite

Province	Régime	Bénéficiaires admissibles	Exclusions	Coassurance/franchise	Mode de paiement
Alberta	<p>Alberta Health</p> <p>L'Alberta Health Drug Benefit List énumère les prestations pharmaceutiques et indique si elles comportent des listes complètes ou restreintes.</p> <p>Tous les régimes sont administrés par l'Alberta Blue Cross.</p>	<p>Disponible par l'entremise de l'Alberta Health Care Insurance Plan, sans frais pour les résidents inscrits de l'Alberta âgés de 65 ans et plus, leurs conjoints et personnes à charge, les personnes admissibles à l'Alberta Widows Pension (âgées de 55 à 64 ans), ainsi que leurs personnes à charge. Également offert aux autres résidents inscrits de l'Alberta, sur une base volontaire, sous réserve du paiement d'une contribution.</p> <p>Alberta Health finance aussi les médicaments des résidents d'établissements de soins de longue durée et les médicaments prévus dans les Special Drug Programs pour les résidents de l'Alberta qui souffrent d'un cancer, de fibrose kystique, de carence en hormone de croissance, du VIH/sida, de tuberculose, de maladies transmissibles sexuellement et de fièvre rhumatismale, ou encore ceux qui ont subi une greffe d'organe.</p>	Aucune.	<p>Franchise annuelle de 50 \$ pour les prestations autres que pharmaceutiques (sauf pour les personnes âgées et les veufs et veuves admissibles) et frais de coassurance de 30 % pour les ordonnances, jusqu'à concurrence de 25 \$ par médicament admissible par ordonnance.</p> <p>Le gouvernement de l'Alberta est responsable de l'Alberta Health Drug Benefit List. Le régime ne rembourse que les médicaments les moins chers lorsqu'on peut utiliser des produits interchangeables. Le maximum de 25 \$ ne s'applique pas dans les cas où un médicament plus coûteux est choisi; les malades doivent assumer les frais additionnels.</p> <p>Aucuns frais pour les médicaments désignés dans le cadre de programmes spéciaux; les bénéficiaires doivent être inscrits auprès des programmes et obtenir leurs médicaments par l'entremise de pharmacies d'hôpitaux désignés, à Edmonton et à Calgary.</p>	Selon les prestations offertes, l'Alberta Blue Cross rembourse le fournisseur du service, le pharmacien ou le malade.

Aperçu des régimes provinciaux d'assurance-médicaments au Canada – fin

Province	Régime	Bénéficiaires admissibles	Exclusions	Coassurance/ franchise	Mode de paiement
Colombie-Britannique	Pharmacare	Pharmacare se répartit en régimes qui couvrent : les personnes âgées; les résidents permanents d'établissements accrédités de soins de longue durée; les résidents qui ne reçoivent pas de prestations en vertu d'un autre régime de Pharmacare ou qui sont assujettis au Medical Services Plan; les bénéficiaires de l'aide sociale; les personnes souffrant de fibrose kystique; les enfants assujettis au At Home Program et au Associate Family Program; les clients des centres de santé mentale qui ont besoin de médicaments psychiatriques; et les participants du Home Oxygen Subsidy Program.	Aucune.	<p>Les premiers 200 \$ de frais d'exécution d'ordonnance sont remboursés par la personne âgée chaque année. Pharmacare couvre le coût des ingrédients et les frais d'exécution d'ordonnance qui dépassent 200 \$.</p> <p>Les résidents qui reçoivent une aide au titre des contributions en vertu du Medical Services Plan paient une franchise annuelle de 600 \$. Une fois qu'une famille a remboursé un total de 2 000 \$ par année en frais reconnus par Pharmacare, le régime rembourse la totalité des coûts qui restent.</p> <p>Aucune coassurance ou franchise ne s'applique dans le cas du traitement de la fibrose kystique ou des programmes Child-at-home, de même que pour les résidents d'établissements de soins de longue durée.</p> <p>Les personnes qui reçoivent une aide au titre des contributions paient une franchise de 600 \$; Pharmacare rembourse la totalité des coûts qui restent.</p>	Le gouvernement provincial rembourse directement les fournisseurs pour les groupes qui reçoivent des prestations, sans frais. Dans le cas des autres résidents, la franchise et coassurance sont calculées au point de vente, grâce à la base de données en direct de la pharmacie.

Sources: Références n^{os} 30 à 43.

Tableau B
Dépenses totales en soins de santé, selon la catégorie, Canada, 1975 à 1996

	Total†	Hôpitaux‡	Autres éta- blissements	Médecins‡	Autres pro- fessionnels	Médicaments			Immobi- lisations	Autres dépenses
						Total	sur ordonnance§	sans ordonnance††		
en millions de dollars (dollars courants)										
1975	12 260,1	5 514,3	1 124,3	1 839,9	1 094,6	1 076,2	770,6	305,6	536,1	1 074,6
1976	14 102,5	6 408,7	1 367,7	2 071,0	1 273,0	1 197,9	881,9	316,0	544,1	1 240,1
1977	15 500,9	6 841,6	1 575,9	2 284,4	1 491,4	1 309,5	985,0	324,5	563,7	1 434,4
1978	17 172,1	7 444,3	1 850,3	2 566,7	1 711,7	1 442,0	1 049,2	392,8	672,2	1 484,9
1979	19 230,8	8 176,2	2 169,5	2 857,0	1 957,2	1 655,3	1 159,8	495,5	725,1	1 690,5
1980	22 353,4	9 399,2	2 544,9	3 287,5	2 260,0	1 881,5	1 295,2	586,3	990,7	1 989,4
1981	26 363,9	11 134,5	2 892,3	3 824,8	2 626,9	2 328,9	1 673,9	655,0	1 111,2	2 445,3
1982	30 851,0	13 238,2	3 346,3	4 420,8	3 037,5	2 635,9	1 920,9	715,0	1 394,8	2 777,5
1983	34 107,7	14 560,6	3 707,7	5 052,7	3 350,2	2 949,6	2 103,8	845,8	1 436,6	3 050,3
1984	36 775,2	15 452,1	3 898,4	5 525,8	3 681,7	3 310,8	2 252,2	1 058,6	1 504,1	3 402,2
1985	39 889,5	16 386,3	4 089,1	6 046,7	4 131,9	3 793,4	2 557,6	1 235,8	1 657,7	3 784,4
1986	43 441,9	17 800,1	4 074,4	6 675,1	4 522,3	4 405,6	3 006,6	1 399,0	1 816,5	4 147,8
1987	46 939,8	19 142,1	4 335,7	7 342,2	4 915,2	4 900,5	3 278,8	1 621,7	1 884,4	4 419,8
1988	51 092,3	20 561,3	4 748,9	7 947,8	5 353,4	5 506,4	3 721,5	1 784,9	1 910,9	5 063,4
1989	56 303,2	22 461,4	5 150,8	8 516,3	5 893,8	6 218,0	4 242,3	1 975,7	2 113,9	5 949,1
1990	61 229,5	24 058,4	5 757,5	9 258,1	6 415,4	6 906,3	4 847,7	2 058,6	2 162,5	6 671,2
1991	66 492,1	25 928,3	6 350,9	10 219,3	6 945,3	7 674,6	5 438,0	2 236,6	2 018,3	7 355,5
1992	70 003,5	26 879,3	6 869,5	10 464,2	7 282,8	8 461,3	6 059,6	2 401,7	2 058,0	7 988,4
1993	71 927,0	27 066,3	6 090,9	10 513,3	7 611,2	9 091,2	6 531,3	2 559,9	1 986,5	8 748,7
1994	73 367,9	26 530,1	7 047,5	10 747,2	8 043,8	9 295,0	6 678,2	2 616,9	2 371,5	9 332,7
1995	74 223,3	25 917,0	7 355,4	10 597,6	8 454,5	9 925,1	7 283,5	2 641,5	2 295,6	9 678,3
1996	75 304,1	25 861,3	7 529,2	10 744,5	8 827,0	10 207,0	7 527,6	2 679,4	2 221,0	9 914,2
%										
1975	100,0	45,0	9,2	15,0	8,9	8,8	6,3	2,5	4,4	8,8
1976	100,0	45,4	9,7	14,7	9,0	8,5	6,3	2,2	3,9	8,8
1977	100,0	44,1	10,2	14,7	9,6	8,4	6,4	2,1	3,6	9,3
1978	100,0	43,4	10,8	14,9	10,0	8,4	6,1	2,3	3,9	8,6
1979	100,0	42,5	11,3	14,9	10,2	8,6	6,0	2,6	3,8	8,8
1980	100,0	42,0	11,4	14,7	10,1	8,4	5,8	2,6	4,4	8,9
1981	100,0	42,2	11,0	14,5	10,0	8,8	6,3	2,5	4,2	9,3
1982	100,0	42,9	10,8	14,3	9,8	8,5	6,2	2,3	4,5	9,0
1983	100,0	42,7	10,9	14,8	9,8	8,6	6,2	2,5	4,2	8,9
1984	100,0	42,0	10,6	15,0	10,0	9,0	6,1	2,9	4,1	9,3
1985	100,0	41,1	10,3	15,2	10,4	9,5	6,4	3,1	4,2	9,5
1986	100,0	41,0	9,4	15,4	10,4	10,1	6,9	3,2	4,2	9,5
1987	100,0	40,8	9,2	15,6	10,5	10,4	7,0	3,5	4,0	9,4
1988	100,0	40,2	9,3	15,6	10,5	10,8	7,3	3,5	3,7	9,9
1989	100,0	39,9	9,1	15,1	10,5	11,0	7,5	3,5	3,8	10,6
1990	100,0	39,3	9,4	15,1	10,5	11,3	7,9	3,4	3,5	10,9
1991	100,0	39,0	9,6	15,4	10,4	11,5	8,2	3,4	3,0	11,1
1992	100,0	38,4	9,8	14,9	10,4	12,1	8,7	3,4	2,9	11,4
1993	100,0	37,6	9,6	14,6	10,6	12,6	9,1	3,6	2,8	12,2
1994	100,0	36,2	9,6	14,6	11,0	12,7	9,1	3,6	3,2	12,7
1995	100,0	34,9	9,9	14,3	11,4	13,4	9,8	3,6	3,1	13,0
1996	100,0	34,3	10,0	14,3	11,7	13,6	10,0	3,6	2,9	13,2

Source des données : Institut canadien d'information sur la santé, référence n° 8

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

‡ Comprend les médicaments distribués dans les hôpitaux et par les médecins.

§ Substances vendues en vertu de la Loi sur les aliments et drogues qui nécessitent une ordonnance.

†† Comprend les médicaments en vente libre et les articles d'hygiène personnelle.

Tableau C

Dépenses totales en médicaments (d'ordonnance[†] et sans ordonnance[‡]), Canada, 1975 à 1996

	Total	Secteur privé	Secteur public				Indemnisation pour accident du travail	Pourcentage du total des dépenses en médicaments
			Total pour le secteur public	Gouvernements provinciaux	Régimes fédéraux			
	en millions de dollars (dollars courants)							%
1975	1 076,2	918,7	157,5	142,0	13,5	2,0	14,6	
1976	1 197,9	983,6	214,3	196,2	15,7	2,3	17,9	
1977	1 309,5	1 045,9	263,6	243,4	17,8	2,5	20,1	
1978	1 442,0	1 117,6	324,5	301,4	20,3	2,8	22,5	
1979	1 655,3	1 272,0	383,3	359,2	21,1	3,1	23,2	
1980	1 881,5	1 419,6	461,9	431,1	26,7	4,2	24,5	
1981	2 328,9	1 765,2	563,7	527,2	30,4	6,1	24,2	
1982	2 635,9	1 955,5	680,4	636,1	36,8	7,5	25,8	
1983	2 949,6	2 135,6	814,0	761,2	43,8	9,0	27,6	
1984	3 310,8	2 371,3	939,5	879,2	49,6	10,8	28,4	
1985	3 793,4	2 683,6	1 109,8	1 039,2	58,0	12,6	29,3	
1986	4 405,6	3 097,9	1 307,8	1 229,2	63,3	15,2	29,7	
1987	4 900,5	3 422,2	1 478,3	1 392,3	68,2	17,8	30,2	
1988	5 506,4	3 816,8	1 689,7	1 580,3	88,6	20,8	30,7	
1989	6 218,0	4 265,8	1 952,2	1 825,9	103,4	22,9	31,4	
1990	6 906,3	4 649,8	2 256,5	2 107,8	121,2	27,5	32,7	
1991	7 674,6	5 095,0	2 579,6	2 413,5	133,0	33,2	33,6	
1992	8 461,3	5 589,1	2 872,2	2 691,3	142,8	38,1	33,9	
1993	9 091,2	6 115,4	2 975,8	2 784,8	150,8	40,2	32,7	
1994	9 295,1	6 285,5	3 009,7	2 811,8	158,0	39,9	32,4	
1995	9 925,0	6 667,8	3 257,2	3 049,1	166,0	42,1	32,8	
1996	10 207,0	6 967,2	3 239,7	3 024,6	172,7	42,4	31,7	

Source des données : Institut canadien d'information sur la santé, référence n° 8

[†] Substances vendues en vertu de la Loi sur les aliments et drogues qui nécessitent une ordonnance.

[‡] Comprend les médicaments en vente libre et les articles d'hygiène personnelle.

Maladie du cœur et population en âge de travailler

Helen Johansen

Résumé

Objectifs

Le présent article porte sur les personnes vivant à domicile qui ont entre 35 et 64 ans. Il compare chez ces dernières les caractéristiques socioéconomiques et l'état de santé de celles qui déclarent être atteints d'une maladie cardiaque et de celles qui déclarent ne pas l'être.

Sources des données

Les renseignements sur la prévalence de la maladie cardiaque proviennent de la composante des ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population menée en 1996-1997 par Statistique Canada.

Techniques d'analyse

Des estimations pondérées des caractéristiques des personnes ayant entre 35 et 64 ans ont d'abord été produites en ce qui concerne l'état de santé, l'utilisation des services de santé et la situation socioéconomique, selon le sexe et l'autodéclaration d'une maladie cardiaque. Une régression logistique a ensuite été faite pour corriger les estimations en fonction de l'âge et tester leur signification statistique.

Principaux résultats

En 1996-1997, environ 3 % de Canadiens ayant entre 35 et 64 ans, soit à peu près 345 000 personnes, ont déclaré qu'on avait posé chez eux le diagnostic de maladie cardiaque. Ils ont déclaré souffrir de plus de douleurs et de problèmes de santé chroniques et être plus limités dans leurs activités que leurs contemporains non cardiaques. Ils étaient, toutes proportions gardées, beaucoup moins nombreux que les personnes non cardiaques à avoir un emploi. En outre, une proportion assez forte d'entre eux vivaient dans un ménage à faible revenu. Enfin, les conséquences de la maladie cardiaque étaient particulièrement graves pour les femmes.

Mots-clés

Maladie cardiovasculaire, comorbidité, douleur, incapacité, revenu, emploi, médicaments, femmes.

Auteur

Helen Johansen (613) 722-5570, johahel@statcan.ca travaille à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

La maladie cardiaque est la deuxième cause principale de décès au Canada et une cause importante d'hospitalisation (voir *Décès et hospitalisations*).

Cependant, le diagnostic d'une maladie cardiaque n'est pas nécessairement synonyme de décès ou de placement en établissement. En fait, nombre de personnes souffrant d'une maladie cardiaque continuent de vivre dans la collectivité.

Les certificats de décès et les dossiers d'hospitalisation sont les seules sources de renseignements que l'on possède sur les personnes qui sont emportées par une maladie cardiaque ou hospitalisées à cause d'une telle maladie. Et on en sait moins encore sur les personnes atteintes d'une maladie cardiaque qui vivent dans la collectivité. En fait, on évalue rarement les répercussions de cette maladie sur leur vie¹⁻⁴.

Bien que la maladie cardiaque touche davantage les personnes âgées, son diagnostic a été posé chez un nombre important de personnes de 35 à 64 ans. Compte tenu des nombreuses responsabilités professionnelles et familiales qui souvent leur incombent, ces dernières personnes subissent trop souvent les effets dévastateurs d'une telle maladie, non

Méthodologie

Sources des données

Le présent article se fonde sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'ENSP recueille tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre les membres des ménages et les personnes placées dans les établissements de soins de longue durée des 10 provinces et des territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, dans les bases des Forces canadiennes et dans certaines régions éloignées. L'Enquête compte 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. Le lecteur trouvera dans les rapports publiés au sujet de l'ENSP une description plus détaillée du plan de sondage, de l'échantillon et des méthodes d'interview⁵. Il peut aussi consulter l'article intitulé *Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale* publié dans le présent numéro.

Les données transversales du deuxième cycle de l'ENSP réalisé en 1996-1997 sont ici à l'origine de l'analyse des caractéristiques des personnes atteintes d'une maladie cardiaque. L'analyse porte sur les personnes vivant à domicile dans les provinces.

L'échantillon transversal de 1996-1997 comprend les personnes qui font partie du panel longitudinal ainsi que celles sélectionnées dans les échantillons supplémentaires (achat d'unités d'échantillonnage additionnelles) demandés par trois provinces. Les personnes faisant partie de ces unités d'échantillonnage supplémentaires, qui ont été sélectionnées par la méthode de composition aléatoire (CA), sont incluses dans l'échantillon pour les seuls besoins de l'analyse transversale.

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 tous les membres 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 chaque ménage faisant partie de la composante transversale formée des échantillons supplémentaires achetés par certaines provinces, une personne bien informée a fourni des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la

santé de tous les membres du ménage pour le Fichier général. En outre, un membre du ménage, qui n'était pas nécessairement cette même personne, a été sélectionné au hasard pour fournir des renseignements détaillés sur sa propre santé pour le Fichier santé.

Parmi les personnes faisant partie de la composante longitudinale, celle 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, était celle qui a fourni des renseignements sur les divers membres du ménage pour le Fichier général lors du deuxième cycle (1996-1997).

En 1996-1997, le taux de réponse transversal pour le Fichier santé a atteint 93,1 % pour la composante longitudinale de l'échantillon et 75,8 % pour la composante sélectionnée par CA, soit un taux de réponse transversal global de 79,0 %. Le Fichier santé contient des renseignements sur 81 804 personnes sélectionnées au hasard. La présente analyse porte sur 33 686 personnes ayant entre 35 et 64 ans, dont 1 182 ont déclaré présenter une maladie cardiaque diagnostiquée par un professionnel de la santé.

Les données sur la mortalité, produites d'après les registres de l'état civil de chaque province, sont extraites de la Base canadienne de données sur l'état civil tenue à jour par Statistique Canada. Les données sur les hospitalisations proviennent du Fichier de données sur la morbidité hospitalière de Statistique Canada.

Techniques d'analyse

Les analyses portent sur des données pondérées et ont été effectuées séparément pour les hommes et pour les femmes ayant entre 35 et 64 ans. Des estimations des caractéristiques des populations observées ont d'abord été produites en ce qui concerne l'état de santé, l'utilisation des services de santé et la situation socioéconomique, selon le sexe et l'autodéclaration d'une maladie cardiaque. Le recours à la régression logistique a permis de corriger les résultats en fonction de l'âge puisque les personnes qui sont atteintes d'une maladie cardiaque sont ici plus âgées que celles qui ne le sont pas. Les coefficients de variation et les écarts-types ont été calculés selon une méthode *bootstrap* pondérée qui tient pleinement compte de l'effet du plan de sondage de l'ENSP^{6,7}.

Les proportions présentées dans les tableaux qui figurent dans le texte et en annexe n'ont pas été corrigées selon l'âge. Par contre, les rapports de cotes l'ont été et ont servi à vérifier la signification statistique des différences.

seulement sur leur santé mais aussi sur leur situation professionnelle, leur revenu et leur vie quotidienne.

Les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 sont à l'origine de la présente analyse. Elles permettent ici d'examiner les caractéristiques des personnes de 35 à 64 ans vivant à domicile qui ont déclaré qu'un professionnel de la santé avait diagnostiqué chez elles une maladie cardiaque (voir *Méthodologie* et *Limites*). On compare l'état de santé, l'utilisation des services de santé et les caractéristiques socioéconomiques de ces personnes et de celles du même groupe d'âge qui ne sont pas cardiaques. L'analyse fait en outre un parallèle entre les situations des hommes et des femmes cardiaques.

La majorité des cardiaques sont des hommes

En 1996-1997, 3 % des personnes de 35 à 64 ans vivant à domicile, soit environ 345 000 personnes, ont déclaré qu'on avait diagnostiqué chez elles une maladie cardiaque (voir *Définitions des caractéristiques de santé*). La prévalence de la maladie cardiaque augmente fortement avec l'âge. Chez les personnes de 35 à 44 ans, à peine 1 % avaient fait l'objet d'un diagnostic de maladie cardiaque, tandis que chez celles de 55 à 64 ans, la proportion était de 7 % (tableau 1).

Chez les personnes de 35 à 54 ans, les proportions d'hommes et de femmes ayant fait l'objet d'un diagnostic de maladie cardiaque étaient sensiblement identiques, tandis que chez celles de 55 à 64 ans, la prévalence du diagnostic était plus forte chez les hommes. Par conséquent, les hommes représentaient plus de la moitié (58 %) des personnes de 35 à 64 ans souffrant d'une maladie cardiaque.

Mauvais état de santé

Pour une forte proportion des personnes cardiaques de 35 à 64 ans, la maladie cardiaque n'était pas le seul problème de santé. Plus du tiers (36 %) ont dit être atteintes d'au moins deux autres maladies graves (asthme, arthrite, bronchopneumopathie chronique obstructive, accident cérébrovasculaire, hypertension ou diabète), comparativement à 6 % seulement des personnes non cardiaques (tableau A en annexe). La

plus forte proportion de personnes plus âgées dans le groupe des cardiaques explique dans une certaine mesure la différence de prévalence de la maladie. Toutefois, même si on tient compte de l'âge, la cote exprimant le risque de souffrir d'au moins deux autres problèmes de santé chroniques graves est environ six fois plus élevée pour les personnes cardiaques que pour les personnes non cardiaques (tableau 2).

Tableau 1
Prévalence de la maladie cardiaque[†] chez les personnes de 35 à 64 ans vivant à domicile, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total		Hommes		Femmes	
	en milliers	%	en milliers	%	en milliers	%
Total 35-64	344,9	3	200,4	3	144,5	3
35-44	56,4	1 [‡]	26,9	1 [‡]	29,6	1 [‡]
45-54	112,9	3	69,8	4	43,1	2 [‡]
55-64	175,6	7	103,7	8*	71,9	5

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.

[†] Diagnostiquée par un professionnel de la santé

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

* Significativement plus élevé pour les hommes que pour les femmes ($p < 0,05$)

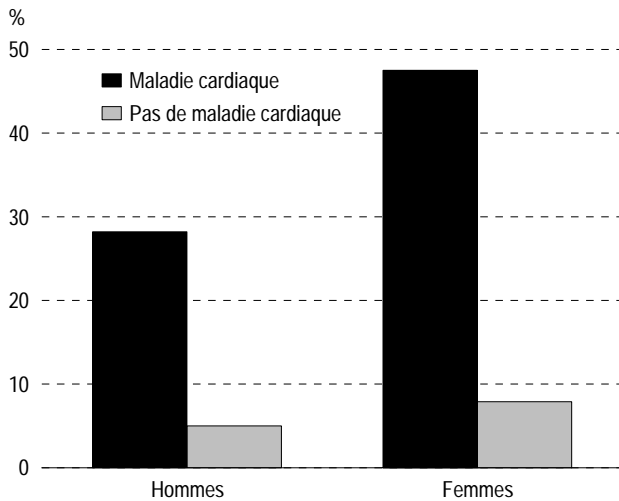
Décès et hospitalisations

Même si la mortalité due à la maladie cardiaque diminue régulièrement depuis 1960, le nombre de victimes reste élevé⁸. En 1995, la cardiopathie ischémique, responsable de 6,6 % des décès chez les hommes de 35 à 39 ans, était la quatrième cause de décès chez les hommes de ce groupe d'âge⁹. Chez ceux de 60 à 64 ans, où elle était responsable de 24,1 % des décès, il s'agissait de la première cause de décès. Chez les femmes de 35 à 39 ans, la cardiopathie ischémique, responsable de 3,9 % des décès, venait en cinquième place. Par contre, chez celles de 60 à 64 ans, elle occupait la première place et a causé 14 % des décès.

En 1996-1997, la cardiopathie ischémique a été la cause de 57 420 hospitalisations chez les hommes de 35 à 64 ans et de 19 453 chez les femmes de ce groupe d'âge, c'est-à-dire respectivement 12 % et 4 % de l'ensemble des hospitalisations pour ce groupe d'âge.

Graphique 1

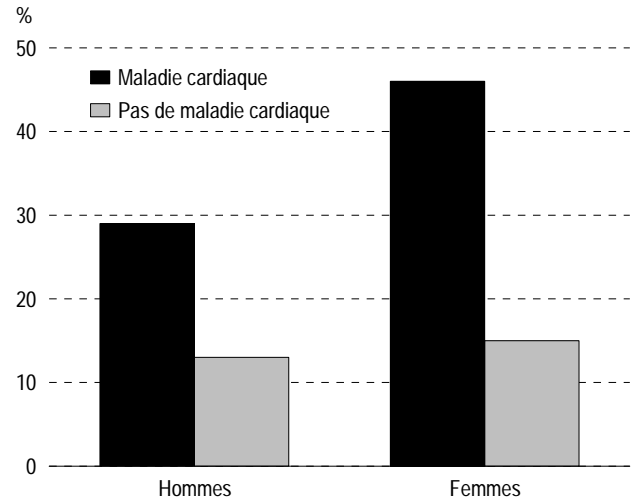
Proportion des personnes de 35 à 64 ans vivant à domicile qui souffrent d'au moins deux autres problèmes de santé chroniques^{††}, selon la présence d'une maladie cardiaque[†] et le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé
[†] Asthme, arthrite, bronchopneumopathie chronique obstructive, accident cérébrovasculaire, hypertension, diabète
^{††} Diagnostiqués par un professionnel de la santé

Graphique 2

Proportion des personnes de 35 à 64 ans vivant à domicile qui souffrent de douleurs chroniques, selon la présence d'une maladie cardiaque[†] 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
[†] Diagnostiquée par un professionnel de la santé

Tableau 2

Rapports corrigés de cotes selon l'âge pour certaines caractéristiques de l'état de santé, personnes de 35 à 64 ans vivant à domicile, selon la présence d'une maladie cardiaque[†] et le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total		Hommes		Femmes	
	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
État de santé						
Au moins deux comorbidités [‡]	5,6*	4,3, 7,4	4,8*	3,2, 7,0	8,1*	5,3, 12,4
Douleurs/maladies chroniques	2,8*	2,2, 3,7	2,3*	1,5, 3,4	4,1*	2,8, 5,9
Limitation des activités	6,5*	4,9, 8,6	5,9*	4,0, 8,6	7,7*	5,2, 11,3
Au moins une journée d'incapacité au cours des deux dernières semaines	3,3*	2,5, 4,5	3,5*	2,3, 5,2	3,7*	2,4, 5,7
État de santé jugé mauvais/passable	5,6*	4,3, 7,4	6,3*	4,4, 9,0	5,0*	3,3, 7,6
Épisode dépressif majeur l'année précédente	3,1*	1,9, 5,2	2,8*	1,2, 6,5	3,8*	1,8, 8,3
Utilisation des services de santé						
Prise de plus de trois médicaments au cours des deux derniers jours	8,4*	6,3, 11,1	15,3*	10,6, 22,0	5,1*	3,4, 7,8
Besoin d'aide pour les tâches domestiques et les soins personnels	5,3*	4,0, 7,0	6,0*	4,0, 8,8	5,7*	3,8, 8,5
Recours aux services de soins à domicile [§]	2,4*	1,3, 4,6	1,4	0,7, 2,8	3,7*	1,6, 8,7
Séjour d'une nuit à l'hôpital l'année précédente ^{††}	5,4*	3,9, 7,4	6,1*	4,0, 9,4	4,7*	2,8, 7,9

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

Nota : Le groupe de référence comprend les personnes vivant à domicile ayant entre 35 et 64 ans chez lesquelles aucune maladie cardiaque n'a été diagnostiquée.

[†] Diagnostiquée par un professionnel de la santé

[‡] Asthme, arthrite, bronchopneumopathie chronique obstructive, accident cérébrovasculaire, hypertension, diabète

[§] Financés entièrement ou partiellement par l'État; comprend les soins infirmiers, les soins personnels et l'aide domestique.

^{††} Dans un hôpital, un foyer de soins infirmiers ou une maison de convalescence.

* p < 0,05

Les états comorbides sont plus courants chez les femmes que chez les hommes (graphique 1). Presque la moitié (48 %) des femmes cardiaques, mais 28 % seulement des hommes, ont dit souffrir d'au moins deux autres problèmes de santé chroniques.

Comme le laisse supposer la forte prévalence des problèmes de santé, les personnes cardiaques sont

nettement plus susceptibles que les non-cardiaques de faire état de douleurs chroniques, d'une limitation des activités et de journées d'incapacité. Même après correction pour tenir compte de l'âge plus avancé du groupe des cardiaques, la cote exprimant le risque de faire état de ces problèmes est nettement plus élevée pour les personnes cardiaques de 35 à 64 ans que pour leurs homologues non cardiaques. Les

Définitions des caractéristiques de santé

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'Enquête nationale sur la santé de la population si elles avaient souffert « d'un problème de santé de longue durée qui a persisté ou qui 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. Ceux qui sont pertinents ici sont la maladie cardiaque, l'asthme, l'arthrite, la bronchopneumopathie chronique obstructive ou l'emphysème, l'accident cérébrovasculaire, l'hypertension et le diabète. 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).

Pour évaluer les *douleurs chroniques*, on a posé la question : « Habituellement, êtes-vous sans douleurs ou malaises? » et on a considéré que les personnes répondant « non » souffraient de douleurs chroniques.

Une réponse affirmative à la question : « 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? » a été considérée comme une indication d'une *limitation des activités*.

Pour déterminer les *journées d'incapacité*, on a posé les deux questions suivantes : « Durant cette période (les 14 derniers jours), avez-vous été alité(e) à cause d'une maladie ou d'une blessure, ou avez-vous passé une nuit comme patient(e) dans un hôpital? » et « Durant ces 14 jours, y a-t-il eu des jours où il a fallu que vous limitiez vos activités habituelles à cause d'une maladie ou d'une blessure? » Aux personnes qui ont répondu « oui » à une de ces questions ou aux deux, on a demandé combien de jours elles avaient été alitées ou avaient dû réduire leurs activités.

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

Pour évaluer la *consommation de médicaments* (d'ordonnance et en vente libre), on a posé la question : « Au cours du dernier mois,

avez-vous pris l'un des médicaments suivants : ...? » Parmi les choix figurait « médicament pour le cœur ».

Les personnes qui ont répondu « oui » à la question : « Avez-vous reçu des services de soins à domicile au cours des 12 derniers mois? » ont été considérées comme étant des bénéficiaires de *soins à domicile*. Par services de soins à domicile, on entend des soins de santé ou des services d'aide familiale reçus à domicile et dont le coût est couvert entièrement ou partiellement par l'État. Les soins infirmiers, l'aide pour prendre son bain ou vaquer aux tâches ménagères, les services de relève et la livraison de repas en sont des exemples.

Pour déterminer si une personne *avait besoin d'aide pour accomplir les tâches ménagères quotidiennes ou pour ses soins personnels*, on a demandé si elle avait besoin d'aide pour préparer les repas, faire les courses, accomplir les tâches ménagères quotidiennes, faire des gros travaux d'entretien comme laver les murs ou travailler dans la cour, ou pour les soins personnels, comme se laver, s'habiller ou manger.

On a considéré comme *ayant passé une nuit à l'hôpital* une personne qui a répondu « oui » à la question : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous passé une nuit comme patient(e) à l'hôpital, dans un foyer de soins infirmiers ou dans une maison de convalescence? »

Pour déterminer si une personne a eu un épisode dépressif majeur (EDM), le questionnaire de l'ENSP comprend, conformément à la méthode proposée par Kessler *et al.*¹⁰, un sous-ensemble de questions du *Composite International Diagnostic Interview*. 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)*¹¹. Les réponses à ces questions ont été cotées en fonction d'une échelle et les cotes ont été transformées en probabilité estimative d'un épisode dépressif majeur. On a considéré que les personnes pour lesquelles l'estimation était de 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.

douleurs chroniques et les journées d'incapacité sont plus fréquentes chez la femme que chez l'homme. Par exemple, 46 % des femmes cardiaques ont dit souffrir de douleurs chroniques comparativement à 29 % des hommes (graphique 2).

Étant donné la prévalence d'autres problèmes de santé chroniques, de la douleur chronique et des limitations des activités, sans parler de la maladie cardiaque proprement dite, il n'est pas étonnant qu'une forte proportion de personnes cardiaques de 35 à 64 ans évaluent négativement leur état de santé. Dans l'ensemble, 41 % d'entre elles décrivent leur santé comme étant passable ou mauvaise, alors que 9 % seulement des personnes non cardiaques du même groupe d'âge en font de même. Après correction pour tenir compte de l'âge, la cote exprimant le risque de juger personnellement son état de santé passable ou mauvais est environ six fois plus élevée pour les personnes cardiaques.

Médicaments multiples

Beaucoup de personnes cardiaques prennent plusieurs médicaments, sans doute pour contrer les effets de leur mauvais état de santé et pour soulager leurs douleurs chroniques. En 1996-1997, plus de la moitié (52 %) des personnes cardiaques de 35 à 64 ans ont déclaré lors de l'entrevue de l'ENSP qu'elles avaient pris au moins trois médicaments (prescrits ou en vente libre) au cours des deux derniers jours. Pour les personnes du même âge non cardiaques, cette proportion tombe à 9 %. La cote, corrigée en fonction de l'âge, exprimant le risque de consommer plusieurs médicaments est 15 fois plus élevée pour les hommes cardiaques que pour ceux qui ne le sont pas. Dans le cas des femmes, cette cote est cinq fois plus élevée pour les cardiaques.

Toute une gamme de médicaments sont recommandés pour soulager les problèmes cardiaques. Les traitements médicamenteux à long terme peuvent inclure l'aspirine, les bêtabloquants, les hypolipémiants, les inhibiteurs de l'enzyme de conversion de l'angiotensine et, parfois, les anticoagulants¹². Pourtant, étonnamment, 34 % des personnes cardiaques ont dit ne pas avoir pris un médicament pour le cœur le mois précédent. Ce

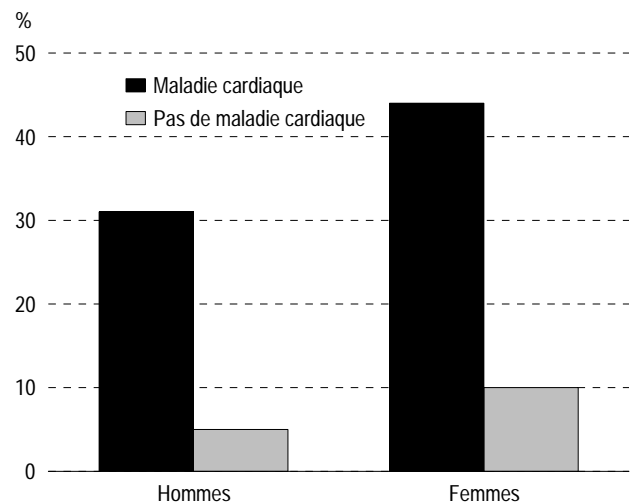
résultat témoigne peut-être d'une classification erronée de la maladie ou des médicaments, ou il signifie qu'on a pas saisi l'occasion de faire certaines activités secondaires de promotion de la santé.

Soins à domicile

Plus du tiers (36 %) des personnes cardiaques ont déclaré avoir besoin d'aide pour exécuter une ou plusieurs tâches domestiques ou pour leurs soins personnels, comparativement à 8 % seulement des personnes non cardiaques. En fait, la cote exprimant le risque d'avoir besoin d'aide est cinq fois plus élevée pour les personnes cardiaques de 35 à 64 ans qu'elle ne l'est pour les non-cardiaques du même groupe d'âge.

Le nombre de personnes recevant effectivement des services officiels de soins à domicile (financés entièrement ou partiellement par l'État) est nettement plus faible que le nombre de personnes qui ont dit avoir besoin d'aide. Par conséquent, bon nombre de personnes qui ont besoin d'aide ne reçoivent aucun service financé par l'État¹³. Ces

Graphique 3
Proportion des personnes de 35 à 64 ans vivant à domicile qui ont besoin d'aide pour accomplir les tâches domestiques ou pour les soins personnels, selon la présence d'une maladie cardiaque† 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
† Diagnostiquée par un professionnel de la santé

personnes doivent compter sur leur famille ou leurs amis, payer elles-mêmes pour obtenir des services à domicile ou s'en passer.

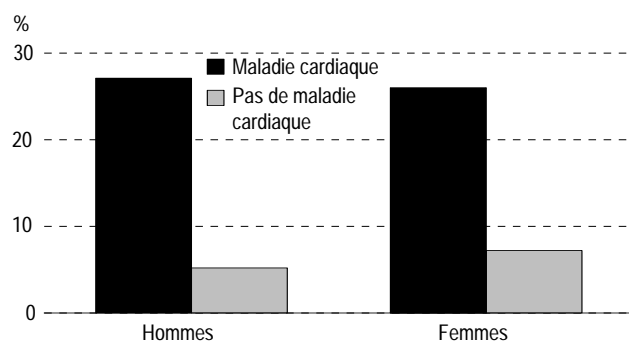
Après correction pour tenir compte de l'âge plus avancé du groupe des personnes cardiaques, la cote exprimant la possibilité de bénéficier de services à domicile est nettement plus élevée chez les femmes cardiaques que chez celles qui ne le sont pas. En revanche, cette cote n'est pas significativement plus élevée pour les hommes cardiaques que pour ceux qui ne le sont pas.

La prépondérance des femmes parmi les bénéficiaires des soins à domicile s'explique par le fait que les hommes sont plus susceptibles d'être aidés par leur conjointe (graphique 3). D'aucuns soutiennent que, puisque les hommes sont habitués à recevoir mais non à prodiguer des soins, les conjointes qui souffrent d'une maladie cardiaque sont désavantagées par rapport à leurs homologues masculins¹. Qui plus est, une plus forte proportion de femmes (24 %) que d'hommes (13 %) cardiaques vivent seules et ont donc vraisemblablement un accès plus limité à des soins non officiels (données non présentées).

Utilisation des services de santé

Les personnes cardiaques utilisent davantage les services de santé. Cependant, la forte proportion

Graphique 4
Proportion des personnes de 35 à 64 ans vivant à domicile qui ont passé une nuit à l'hôpital[†] l'année précédente, selon la présence d'une maladie cardiaque[‡] 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

[†] Y compris les foyers de soins infirmiers et les maisons de convalescence.

[‡] Diagnostiquée par un professionnel de la santé

d'entre elles qui souffrent d'autres problèmes de santé chroniques graves donne à penser qu'elles ne reçoivent pas uniquement des soins liés à la maladie cardiaque.

Plus du quart (27 %) des personnes cardiaques de 35 à 64 ans ont passé une nuit à l'hôpital, dans un foyer de soins infirmiers ou dans une maison de convalescence au cours de l'année qui a précédé l'enquête, comparativement à 6 % de leurs homologues non cardiaques (tableau A en annexe et graphique 4). Même si l'on tient compte du déplacement de la courbe d'âge des personnes cardiaques vers les âges plus avancés, la cote exprimant le risque d'être hospitalisé est cinq fois plus élevée pour ces personnes que pour les non-cardiaques.

Plus d'un million de journées d'hospitalisation survenues en 1996-1997 sont imputables aux personnes cardiaques de 35 à 64 ans, ce qui représente 16 % du total pour ce groupe d'âge. Ces personnes ont aussi déclaré plus de trois millions de visites chez le médecin, soit 7 % de l'ensemble des consultations enregistrées pour le groupe des 35 à 64 ans (données non présentées).

Taux d'emploi plus faible

Les données transversales ne permettent pas de déduire les relations de cause à effet, mais il semble que le mauvais état de santé des personnes cardiaques ait des répercussions sur leur situation professionnelle et sur leur revenu (voir *Définitions des caractéristiques d'emploi et de revenu*).

Bien que la fourchette de 35 à 64 ans représente les principales années d'activité, à peine 48 % des hommes cardiaques ont dit qu'ils travaillaient contre rémunération ou en vue de réaliser un bénéfice lors de l'entrevue de l'ENSP (tableau B en annexe). La proportion est beaucoup plus élevée (83 %) pour les hommes non cardiaques. Chez les femmes, les taux correspondants sont de 36 % et de 64 %. Aussi bien pour les hommes que pour les femmes, la cote corrigée selon l'âge exprimant la possibilité d'avoir un emploi est deux fois moins élevée pour les personnes cardiaques que pour les personnes non cardiaques (tableau 3).

En outre, 43 % des hommes cardiaques

travaillaient 30 heures et plus par semaine, chiffre nettement inférieur à celui observé pour les hommes chez lesquels on n'avait pas posé le diagnostic de maladie cardiaque (79 %) (graphique 5). Seulement 25 % des femmes cardiaques travaillaient au moins 30 heures par semaine, contre 48 % de femmes non cardiaques.

Indépendamment de la présence d'une maladie cardiaque, les femmes étaient moins susceptibles que

Définitions des caractéristiques d'emploi et de revenu

Les personnes qui ont dit travailler au moment de l'entrevue ont été considérées comme étant *occupées*. À celles qui ne l'étaient pas, on a demandé quelle était la raison principale pour laquelle elles ne travaillaient pas. Les raisons dont il est tenu compte dans la présente analyse sont : pour prendre soin de la famille, état d'invalidité ou convalescence et retraite.

On a demandé aux personnes qui travaillaient d'indiquer le nombre d'heures de travail par semaine pour chaque emploi. On a fait le total des heures de travail pour classer les personnes occupées dans la catégorie des personnes *travaillant moins de 30 heures par semaine* ou dans celle des personnes *travaillant 30 heures et plus par semaine*.

Pour déterminer quelle était la *principale source de revenu du ménage*, on a posé la question : « Quelle était la principale source de revenu? » Pour les besoins de la présente analyse, on a regroupé les sources en trois catégories, à savoir 1) salaire, traitement, revenu d'un travail autonome, 2) assurance-emploi, indemnisation des accidents du travail, prestations provinciales ou municipales d'aide sociale ou de bien-être et 3) pensions (prestations au titre du Régime de pensions du Canada ou du Régime de rentes du Québec, des régimes de retraite, du régime de pension de retraite de la Fonction publique ou de rentes, de la Sécurité de la vieillesse et du Supplément de revenu garanti).

Pour déterminer l'adéquation du revenu, on a tenu compte du revenu du ménage ainsi que du nombre de personnes composant ce ménage. Par *faible revenu*, on entend un revenu inférieur à 30 000 \$ par année pour un ménage de cinq personnes et plus, de moins de 20 000 \$ par année pour un ménage de trois ou quatre personnes et de moins de 15 000 \$ pour un ménage d'une ou de deux personnes.

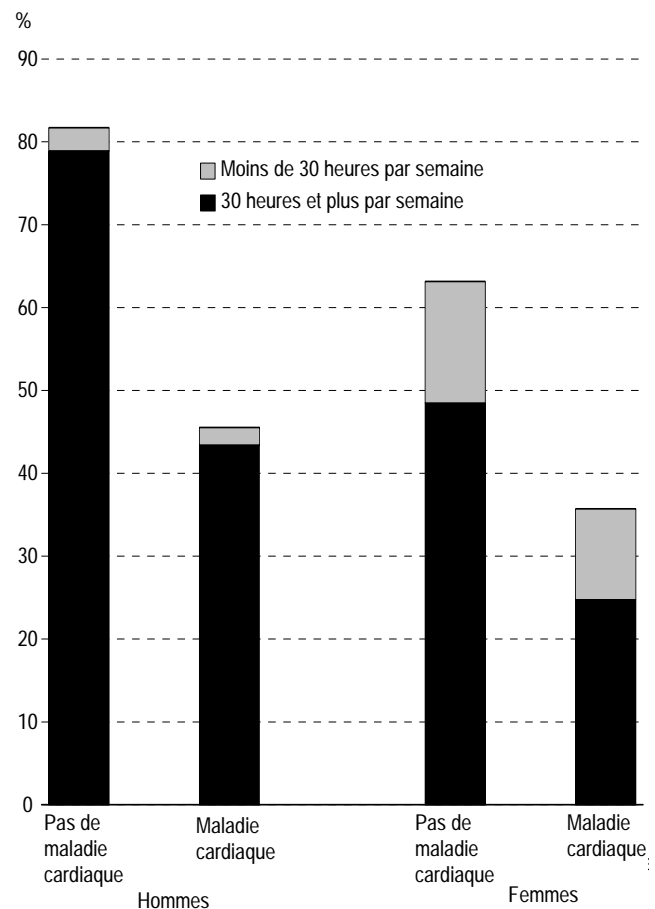
On a considéré comme étant en état de *détresse financière* les personnes qui ont répondu « oui » à la question : « Au cours des 12 derniers mois, est-il arrivé que votre ménage n'ait pas suffisamment de nourriture à cause d'un manque d'argent? »

On a considéré comme ayant un *faible niveau de scolarité* les personnes n'ayant pas obtenu de diplôme d'études secondaires.

les hommes de travailler. Cependant, si l'on regroupe la prestation de soins à des membres de la famille et le travail contre rémunération ou en vue d'obtenir un bénéfice, 43 % des femmes cardiaques étaient « actives », comparativement à 48 % des hommes, écart qui n'est pas statistiquement significatif. D'autres études ont montré que, si on tient compte des tâches domestiques, les taux d'activité des hommes et des femmes sont à peu près les mêmes¹⁴.

Les personnes cardiaques de 35 à 64 ans qui ne travaillaient pas ont donné comme raison principale le fait d'être malade ou en état d'incapacité (30 %). En revanche, 6 % seulement des personnes non

Graphique 5
Nombre d'heures de travail des personnes occupées âgées de 35 à 64 ans et vivant à domicile, selon la présence d'une maladie cardiaque[†] 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
† Diagnostiquée par un professionnel de la santé

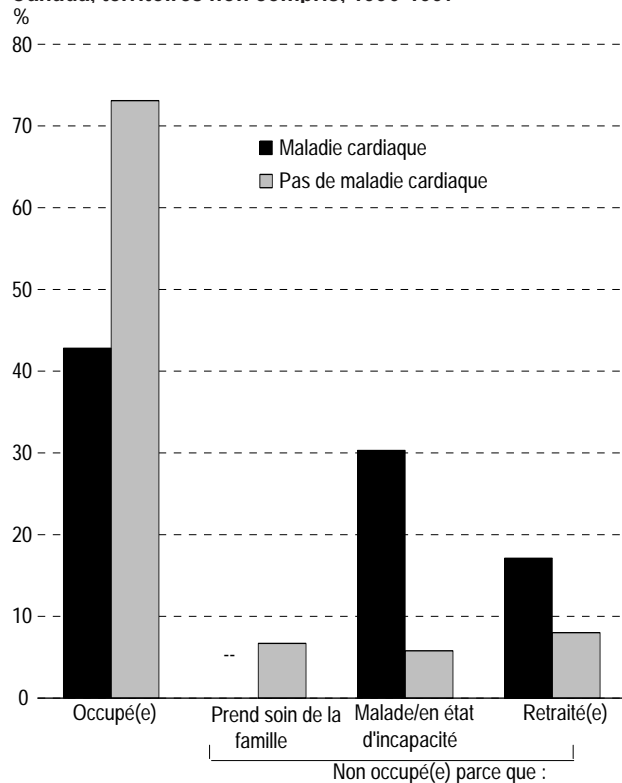
cardiaques ont donné cette raison (graphique 6). Si l'on tient compte de la répartition par âge des deux groupes, la cote exprimant le risque de ne pas travailler à cause d'une maladie ou d'une incapacité est 5,5 fois plus élevée pour les personnes cardiaques que pour les non-cardiaques.

En outre, 17 % des personnes cardiaques de 35 à 64 ans ont déclaré être à la retraite, soit une proportion deux fois plus forte que celle observée pour les personnes non cardiaques (8 %). Cette différence n'est toutefois pas statistiquement significative lorsque l'écart est corrigé selon l'âge.

Moindre importance du revenu tiré d'un emploi

Les sources de revenu des personnes cardiaques de 35 à 64 ans reflètent leur situation en regard de

Graphique 6
Situation professionnelle des personnes de 35 à 64 ans vivant à domicile, selon la présence d'une maladie cardiaque†, Canada, territoires non compris, 1996-1997



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

l'emploi. En effet, à peine 62 % des hommes et 52 % des femmes souffrant d'une maladie cardiaque, mais 87 % des hommes et 80 % des femmes non cardiaques, ont dit tirer leur revenu principalement d'un emploi. La cote, corrigée en fonction de l'âge, exprimant la possibilité de tirer son revenu d'un emploi est deux fois plus faible pour les personnes cardiaques que pour celles qui ne le sont pas.

Par contre, presque le quart (24 %) des personnes cardiaques de 35 à 64 ans ont dit que la source principale du revenu du ménage était une pension et 13 %, des prestations d'assurance-emploi, d'indemnisation d'accident du travail ou d'aide sociale. La cote exprimant la possibilité de déclarer ces sources de revenu est trois fois plus élevée pour les cardiaques que pour les non-cardiaques.

Faible revenu

Le fait qu'elles dépendent fortement de prestations de retraite ou de paiements de transfert de l'État signifie qu'une forte proportion de personnes cardiaques ont un faible revenu. En 1996-1997, 22 % des personnes cardiaques de 35 à 64 ans vivaient dans un ménage à faible revenu contre 12 % seulement des personnes non cardiaques de ce groupe d'âge (tableau B en annexe).

Le faible revenu est particulièrement courant chez les femmes cardiaques, puisque le tiers (30 %) d'entre elles, soit deux fois la proportion de celles qui ne souffrent pas d'une maladie cardiaque (14 %), vivaient dans un ménage à faible revenu. Après correction pour tenir compte des répartitions différentes selon l'âge des deux groupes, la cote exprimant le risque de vivre dans un ménage à faible revenu est 2,5 fois plus élevée pour les femmes cardiaques que pour les femmes non cardiaques (tableau 3).

En revanche, 16 % seulement des hommes cardiaques vivaient dans un ménage à faible revenu, proportion nettement inférieure à celle observée pour les femmes. Cependant, la cote exprimant le risque d'avoir un faible revenu est considérablement plus élevée pour les hommes atteints d'une maladie cardiaque que pour les autres.

Dans une certaine mesure, le lien entre la maladie cardiaque et le revenu pourrait dépendre du niveau

de scolarité. Un faible revenu est généralement associé à un faible niveau de scolarité, lequel, à son tour est associé à des facteurs de risque de maladie cardiaque, comme l'usage du tabac, l'obésité et l'hypertension¹⁵⁻¹⁷. Cependant, même après correction pour tenir compte de l'âge, du sexe, des conditions d'habitation et du niveau de scolarité, la cote exprimant le risque de vivre dans un ménage à faible revenu est presque deux fois plus élevée pour les personnes de 35 à 64 ans souffrant d'une maladie cardiaque que pour celles qui ne sont pas cardiaques (rapport de cotes : 1,8; intervalle de confiance : 1,3-2,5) (données non présentées). Ces résultats laissent entendre que le niveau de scolarité n'explique pas entièrement le lien entre la maladie cardiaque et le faible revenu.

La proportion de personnes cardiaques qui ont

déclaré s'être trouvées en état de détresse financière (plus précisément, qui ont dit avoir manqué d'argent pour acheter de la nourriture l'année précédente) était assez forte : 15 % des femmes et 11 % des hommes, c'est-à-dire plus du double des chiffres observés pour leurs contemporains non cardiaques. La cote exprimant le risque de mentionner ce genre de difficultés est plus de trois fois plus élevée pour les personnes cardiaques que pour les personnes non cardiaques.

Taux élevé de dépression

La prévalence de la dépression est forte chez les personnes cardiaques, peut-être parce que celles-ci sont en mauvaise santé et qu'elles vivent dans des conditions socioéconomiques relativement défavorables. Presque 16 % des femmes cardiaques

Tableau 3

Rapports corrigés de cotes selon l'âge pour certaines caractéristiques de l'emploi et du revenu, personnes de 35 à 64 ans vivant à domicile, selon la présence d'une maladie cardiaque[†] et le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total		Hommes		Femmes	
	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Situation professionnelle						
Occupé(e)	0,4*	0,3, 0,5	0,3*	0,2, 0,4	0,4*	0,3, 0,7
Non occupé(e) parce que [‡] :						
Prend soin de sa famille	0,5	0,2, 1,5	--	--	0,6	0,2, 1,9
Malade/en état d'incapacité	5,5*	4,1, 7,3	5,4*	3,6, 8,3	5,9*	3,8, 9,2
Retraité(e)	0,8	0,6, 1,1	1,3	0,9, 2,0	0,5*	0,3, 0,9
Occupé(e) ou prend soin de sa famille	0,3*	0,3, 0,5	0,3*	0,2, 0,4	0,3*	0,2, 0,6
Revenu du ménage						
Source principale [§]						
Traitement/salaire	0,5*	0,3, 0,6	0,4*	0,3, 0,6	0,4*	0,2, 0,7
Assurance-emploi/ indemnisation des accidents du travail/aide sociale	3,1*	1,9, 4,9	3,1*	1,8, 5,3	3,1*	1,5, 6,5
Pensions	1,4*	1,0, 2,0	1,4	0,9, 2,2	1,5	1,0, 2,3
Faible revenu	1,9*	1,4, 2,6	1,5*	1,1, 2,2	2,5*	1,5, 4,2
Détresse financière ^{††}	3,2*	2,1, 4,9	3,1*	1,8, 5,3	3,3*	1,7, 6,4

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

Nota : Le groupe de référence comprend les personnes vivant à domicile ayant entre 35 et 64 ans chez lesquelles aucune maladie cardiaque n'a été diagnostiquée. Les données ayant été arrondies, un intervalle de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,0 pourrait être significatif.

[†] Diagnostiquée par un professionnel de la santé

[‡] Les autres raisons sont exclues.

[§] Les autres sources sont exclues.

^{††} A manqué d'argent pour acheter de la nourriture l'année dernière.

* $p < 0,05$

-- Nombres infimes

de 35 à 64 ans avaient vécu un épisode dépressif majeur l'année précédente, comparativement à 5 % des femmes non cardiaques du même âge. La cote exprimant le risque que les femmes cardiaques fassent une dépression est environ quatre fois plus élevée que celle calculée pour les femmes non cardiaques. Les hommes cardiaques étaient aussi nettement plus susceptibles que leurs homologues non cardiaques d'avoir fait une dépression, quoique l'écart soit moins prononcé dans leur cas. D'autres chercheurs ont également observé une forte incidence de la dépression chez les personnes cardiaques^{18,19}.

Situation plus difficile pour les femmes

À bien des égards, les conséquences de la maladie cardiaque semblent particulièrement graves pour les femmes.

Comparativement aux hommes chez lesquels on a diagnostiqué une maladie cardiaque, la cote exprimant le risque que les femmes dans la même situation soient atteintes d'au moins deux autres problèmes de santé chroniques, qu'elles souffrent de douleurs chroniques et qu'elles aient connu une ou plusieurs journées d'incapacité au cours des deux semaines précédant l'entrevue est deux fois plus élevée (tableau 4). En outre, la cote exprimant le risque de vivre seul est nettement plus élevée pour les femmes que pour les hommes cardiaques. Le fait de vivre seule et l'état de santé plus précaire des femmes cardiaques expliquent en partie la cote élevée exprimant le risque qu'elles aient besoin d'aide pour les tâches domestiques ou les soins personnels ou qu'elles aient recours aux services de soins à domicile.

La cote exprimant la possibilité que les femmes cardiaques aient un emploi est environ deux fois plus faible que celle calculée pour leurs homologues masculins. Par contre, la cote exprimant le risque de travailler moins de 30 heures par semaine est beaucoup plus élevée pour les femmes. Les femmes cardiaques obtiennent aussi une cote exprimant le risque de vivre dans un ménage à faible revenu nettement plus élevée que les hommes cardiaques.

Ces résultats correspondent à ceux d'autres études selon lesquelles, après une crise cardiaque, les

Tableau 4

Rapports corrigés de cotes selon l'âge pour certaines caractéristiques des femmes de 35 à 64 ans ayant une maladie cardiaque¹, personnes vivant à domicile, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
État de santé		
Au moins deux comorbidités [†]	2,6*	1,4, 4,6
Douleurs/malaises chroniques	2,1*	1,2, 3,6
Limitation des activités	1,6	1,0, 2,8
Au moins une journée d'incapacité au cours des deux dernières semaines	1,9*	1,1, 3,4
Santé jugée mauvaise/passable	1,0	0,6, 1,6
Épisode dépressif majeur l'année précédente	2,7	0,8, 8,6
Utilisation des services de santé		
Prise de plus de trois médicaments au cours des deux derniers jours	0,7	0,4, 1,1
Besoin d'aide pour les tâches domestiques ou les soins personnels	2,0*	1,1, 3,4
Recours aux services de soins à domicile [§]	4,0*	1,5, 10,8
Séjour d'une nuit à l'hôpital l'année précédente ^{††}	1,0	0,5, 1,8
Situation professionnelle		
Occupé(e)	0,5*	0,3, 0,9
Travaille moins de 30 heures par semaine	3,1*	1,2, 8,5
Non occupé(e) parce que ^{‡‡} :		
Malade/en état d'incapacité	1,4	0,8, 2,4
Retraité(e)	0,8	0,4, 1,5
Occupé(e) ou prend soin de sa famille	0,7	0,4, 1,3
Revenu du ménage		
Source principale ^{§§}		
Traitement/salaire	0,6*	0,3, 1,0
Assurance-emploi/ indemnisation des accidents du travail/aide sociale	1,1	0,5, 2,2
Pensions	2,3*	1,3, 4,1
Faible revenu	2,2*	1,2, 3,9
Détresse financière ^{†††}	1,2	0,6, 2,7
Vit seul(e)	2,4*	1,2, 4,6

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

Nota : Le groupe de référence comprend les hommes de 35 à 64 ans chez lesquels on a diagnostiqué une maladie cardiaque. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,0 sont significatifs.

† Diagnostiquée par un professionnel de la santé

‡ Asthme, arthrite, bronchopneumopathie chronique obstructive, accident cérébrovasculaire, hypertension, diabète

§ Financés entièrement ou partiellement par l'État; comprend les soins infirmiers, les soins personnels et l'aide domestique.

†† Dans un hôpital, un foyer de soins infirmiers ou une maison de convalescence.

‡‡ Les autres raisons sont exclues.

§§ Les autres sources sont exclues.

††† A manqué d'argent pour acheter de la nourriture l'année dernière.

* $p < 0,05$

femmes ont une moins bonne santé et une moins bonne qualité de vie que les hommes¹⁻³. Les auteurs avancent plusieurs raisons pour expliquer cet écart.

Le diagnostic de la maladie cardiaque est plus difficile à poser chez la femme que chez l'homme²⁰. Les femmes éprouvent des symptômes différents et présentent plus fréquemment une insuffisance cardiaque. On a montré que, durant l'année qui suit la crise cardiaque, les femmes courent un plus grand risque de mourir, d'éprouver de la détresse cardiaque et de faire un nouvel infarctus²¹. La présente analyse des données de l'ENSP appuie ces résultats, en ce sens que les femmes ont déclaré éprouver plus de douleurs et être plus handicapées.

Les traitements prodigués aux femmes pourraient différer de ceux choisis pour les hommes. En fait, étant donné le taux plus faible de cardiologie observé chez les femmes²²⁻²⁵, certains chercheurs se sont demandé s'il y avait un biais contre celles-ci lors de la sélection des candidats pour l'intervention chirurgicale^{26,27}. Les auteurs d'une étude antérieure ont constaté, durant une année d'observation, que la maladie coronarienne était traitée moins énergiquement chez les femmes et que celles-ci étaient moins susceptibles que les hommes de prendre de l'aspirine²⁸. D'autres travaux montrent que les femmes sont nettement moins souvent aiguillées vers les services de soins coronariens que les hommes, même si elles sont plus fréquemment atteintes d'angine de poitrine et d'insuffisance cardiaque³.

Le taux de participation des femmes aux programmes de réadaptation cardiologique semble être assez faible. Les études des résultats de la réadaptation indiquent que l'inscription à ce genre de programmes est plus faible, l'observation moins bonne et le taux d'abandon plus élevé pour les femmes que pour les hommes. Pourtant, les femmes qui vont jusqu'au bout du programme de réadaptation cardiologique constatent une amélioration fonctionnelle équivalente, voire supérieure, à celle observée chez les hommes²⁹.

À l'instar de l'ENSP, l'analyse des données des *Cardiac Arrhythmia Suppression Trials* indique que la situation socioéconomique des femmes cardiaques est moins favorable que celle des hommes dans la

Limites

Les données sur la maladie cardiaque tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population posent les problèmes inhérents à l'autodéclaration. Plus précisément, aucune source indépendante n'a confirmé que les personnes qui ont déclaré qu'on avait diagnostiqué chez elles une maladie cardiaque étaient effectivement cardiaques. Il en est de même des autres problèmes de santé chroniques mentionnés dans le présent article, comme l'asthme, l'arthrite, l'hypertension, l'accident cérébrovasculaire, le diabète et la bronchopneumopathie chronique obstructive.

En outre, nul ne sait depuis combien de temps la maladie cardiaque a été diagnostiquée, ni si la personne avait souffert plus d'un épisode ni quelle était la gravité du problème.

L'expression « maladie cardiaque » est une expression générale couverte par les codes 391 à 398, 402, 404 et 410 à 429 de la CIM-9³⁰. Les problèmes cardiaques déclarés varient des moins graves, comme la péricardite aiguë (420) à un état beaucoup plus grave, comme l'infarctus aigu du myocarde (410). En outre, certaines personnes ont peut-être été mal classées, parce qu'elles n'ont pas bien compris la question posée ou parce qu'elles ne se souvenaient pas qu'on ait posé le diagnostic.

Les données hospitalières montrent qu'en 1996-1997, la cardiopathie ischémique a entraîné 76 873 hospitalisations chez les hommes et chez les femmes de 35 à 64 ans, chiffre qui représente 84 % du nombre de personnes cardiaques ayant participé à l'ENSP qui ont déclaré avoir été hospitalisées (environ 91 800). Ce résultat concorde avec le fait que la cardiopathie ischémique est une sous-catégorie de l'expression générale « maladie cardiaque » qui a été utilisée dans le questionnaire de l'ENSP.

Les données analysées ici ont trait uniquement aux personnes vivant à domicile. Autrement dit, l'analyse ne fournit aucune estimation de la prévalence globale de la maladie cardiaque chez les personnes de 35 à 64 ans. Bien que les personnes de ce groupe d'âge qui sont placées en établissement de soins soient peu nombreuses, les caractéristiques de leur état de santé pourraient être si différentes de celles des personnes vivant à domicile qu'elles auraient des répercussions sur les estimations de la prévalence si on en tenait compte dans l'analyse. Qui plus est, même parmi les personnes vivant à domicile, il pourrait exister un biais de sélection. Autrement dit, les personnes qui ont participé à l'enquête pourraient être en meilleure santé et plus susceptibles d'adopter des comportements favorables à la santé que celles qui n'y ont pas participé.

Enfin, l'étude est descriptive. Les données analysées sont transversales et ne permettent pas d'établir les relations de cause à effet. Par exemple, il est impossible de dire si la situation professionnelle d'une personne et son niveau de revenu sont dus au fait qu'elle a une maladie cardiaque.

même situation⁴. Les femmes, qui dès le départ ont un revenu plus faible que les hommes, sont en général proportionnellement moins nombreuses à retourner au travail, et ce, après une plus longue absence³⁰. Par conséquent, il leur est plus difficile de payer pour l'aide dont elles ont besoin. En outre, les coûts du transport jusqu'au centre de réadaptation, d'un régime alimentaire plus sain et des médicaments pourraient représenter un poids financier plus lourd.

Selon certains auteurs, le double fardeau des responsabilités professionnelles et familiales constitue un facteur de risque de maladie cardiaque³¹. Il se pourrait que les femmes continuent d'accomplir des tâches domestiques même si elles sont malades et qu'elles reprennent ce genre de tâches avant d'être complètement rétablies. En outre, la nécessité de s'occuper d'autres membres de la famille peut les empêcher de trouver le temps de participer à un programme de réadaptation. En fait, les données de l'ENSP montrent que les femmes atteintes d'une maladie cardiaque sont tout aussi susceptibles que les femmes non cardiaques de s'occuper des membres de leur famille (données non présentées).

Conclusion

Selon l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, on a posé le diagnostic de maladie cardiaque chez près de 345 000 Canadiens de 35 à 64 ans. La maladie cardiaque altère la qualité de la vie, aux plans tant physique et psychique que financier. Souvent, la maladie cardiaque et les problèmes de santé connexes limitent l'aptitude à travailler, donc, à gagner suffisamment d'argent pour maintenir un niveau de vie assez aisé. À cet égard, les femmes sont particulièrement vulnérables.

En étudiant les conditions sociales et financières et l'état de santé des personnes cardiaques, on arrive à mieux cibler les efforts de promotion secondaire de la santé. Les renseignements recueillis permettent en effet de prévoir les coûts indirects de la maladie cardiaque occasionnés par le taux d'emploi plus faible, le revenu plus faible, l'incidence plus forte de la douleur et de l'incapacité, ainsi que le besoin plus grand d'aide pour accomplir les tâches domestiques et pour les soins personnels. ●

Remerciements

L'auteur remercie Claudio Pérez, Marie P. Beudet et Mike Gagnon de l'aide technique apportée.

Références

1. M.S. Loose et B. Fernhall, « Differences in quality of life among male and female cardiac rehabilitation participants », *Journal of Cardiopulmonary Rehabilitation*, 15(3), 1995, p. 225-231.
2. V.S. Conn, S.G. Taylor et P.B. Abele, « Myocardial infarction survivors: age and gender differences in physical health, psychosocial state and regimen adherence », *Journal of Advanced Nursing*, 16(9), 1991, p. 1026-1034.
3. I. Wiklund, J. Herlitz, S. Johansson *et al.*, « Subjective symptoms and well-being differ in women and men after myocardial infarction », *European Heart Journal*, 14(10), 1993, p. 1315-1319.
4. S.A. Shumaker, M.M. Brooks, E.B. Schron EB *et al.*, « Gender differences in health-related quality of life among postmyocardial infarction patients: brief report. CAST Investigators. Cardiac Arrhythmia Suppression Trials », *Womens Health*, 3(1), 1997, p. 53-60.
5. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 29-38 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
6. J.N.K. Rao, C.J.F. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 209-217 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
7. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
8. Fondation des maladies du cœur du Canada, *Les maladies cardiovasculaires et les accidents cérébro-vasculaires au Canada*, Fondation des maladies du cœur du Canada, Ottawa, 1997.
9. Statistique Canada, *Les causes principales de décès selon l'âge, 1995* (Statistique Canada, n° 84-503-XPB au catalogue), ministre de l'Industrie, Ottawa, 1997.
10. 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.

11. American Psychiatric Association, *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*, 3^e édition révisée, Washington, D.C., American Psychiatric Association, 1987.
12. S. Yusuf, J. Lessem, P. Jha *et al.*, « Primary and secondary prevention of myocardial infarction and strokes: an update of randomly allocated, controlled trials », *Journal of Hypertension*, supplément, 11(4), 1993, p. S61-73.
13. K. Wilkins et E. Park, « Les soins à domicile au Canada », *Rapports sur la santé*, 10(1), 1998, p. 31-41 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
14. J. Angus, « Women and recovery from myocardial infarction and coronary artery bypass surgery, Part II: A review of the cardiovascular literature », *Canadian Journal of Cardiovascular Nursing*, 7(4), 1996, p. 15-22.
15. C. Irbarren, R.V. Luepker, P.G. McGovern *et al.*, « Twelve-year trends in cardiovascular disease risk factors in the Minnesota Heart Survey. Are socioeconomic differences widening? », *Archives of Internal Medicine*, 157(8), 1997, p.873-881.
16. H. Johansen, M. Nargundkar, C. Nair *et al.*, « Courir le risque d'avoir une première maladie cardiaque ou une rechute », *Rapports sur la santé*, 9(4), 1998, p. 31-39 (Statistique Canada, n° 82-003-XPB au catalogue).
17. R.V. Luepker, W.D. Rosamond, R. Murphy *et al.*, « Socioeconomic status and coronary heart disease risk factor trends. The Minnesota Heart Survey », *Circulation*, 88, (1 de 5), 1993, p. 2172-2179.
18. D. Mickus, « Activities of daily living in women after myocardial infarction », *Heart Lung*, 15(4), 1986, p. 376-381.
19. B. Riegel et I. Gocka, « Gender differences in adjustment to acute myocardial infarction », *Heart Lung*, 24(6), 1995, p. 457-466.
20. P.L. Cole, « Coronary artery disease in women: differences in diagnosis, therapy, and prognosis », *Coronary Artery Disease*, 4, 1993, p. 595-604.
21. R.F. Young et E. Kahana, « Gender, recovery from late life heart attack, and medical care », *Women and Health*, 20(1), 1993, p. 11-31.
22. J.B. Kostis, A.C. Wilson, K. O'Dowd *et al.*, « Sex differences in the management and long-term outcome of acute myocardial infarction. A statewide study. MIDAS Study Group. Myocardial Infarction Data Acquisition System », *Circulation*, 90(4), 1994, p. 1715-1730.
23. F.A. Majeed et D.G. Cook, « Age and sex differences in the management of ischaemic heart disease », *Public Health*, 110(1) 1996, p. 7-12.
24. W.H. Giles, R.F. Anda, M.L. Casper *et al.*, « Race and sex differences in rates of invasive cardiac procedures in US hospitals. Data from the National Hospital Discharge Survey », *Archives of Internal Medicine*, 155(3), 1995, p. 318-324.
25. S.B. Jaglal, V. Goel et C.D. Naylor, « Sex differences in the use of invasive coronary procedures in Ontario », *Canadian Journal of Cardiology*, 10(2), 1994, p. 239-244
26. J.N. Tobin, S. Wassertheil-Smoller, J.P. Wexler *et al.*, « Sex bias in considering coronary bypass surgery », *Annals of Internal Medicine*, 107, 1987, p. 19.
27. B.A. Bergelson et C.L. Tommaso, « Gender differences in clinical evaluation and triage in coronary artery disease », *Chest*, 108(6), 1995, p. 1510-1513.
28. L.M. Schwartz, E.S. Fisher, N.A. Tosteson *et al.*, « Treatment and health outcomes of women and men in a cohort with coronary artery disease », *Archives of Internal Medicine*, 157(14), 1997, p. 1545-1551.
29. G.A. Hamilton, « Recovery from acute myocardial infarction in women », *Cardiology*, 77, supplément 2, 1990, p. 58-70.
30. 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 neuvième révision, 1975, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
31. V. Brezinka et F. Kittel, « Psychosocial factors of coronary heart disease in women: a review », *Social Science and Medicine*, 42(10), 1996, p. 1351-1365.

Annexe

Tableau A

Proportion des personnes de 35 à 64 ans vivant à domicile qui présentent certaines caractéristiques de santé, selon la présence d'une maladie cardiaque[†] et le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total		Hommes		Femmes	
	Maladie cardiaque		Maladie cardiaque		Maladie cardiaque	
	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
	%					
État de santé						
Au moins deux comorbidités [‡]	36	6	28	5	48	8
Douleurs/malaises chroniques	36	14	29	13	46	15
Limitation des activités	59	16	56	14	64	17
Au moins une journée d'incapacité au cours des deux dernières semaines	29	11	23	9	37	13
Santé jugée mauvaise/passable	41	9	42	8	40	10
Épisode dépressif majeur l'année dernière	10 [§]	4	--	3	16 ^{††}	5
Utilisation des services de santé						
Prise de plus de trois médicaments au cours des deux derniers jours	52	9	57	6	45	11
Besoin d'aide pour les tâches domestiques ou les soins personnels	36	8	31	5	44	10
Recours aux services de soins à domicile ^{††}	3 ^{††}	1	2 ^{††}	1 [§]	--	2
Séjour d'une nuit à l'hôpital l'année précédente ^{§§}	27	6	27	5	26 [§]	7

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

[†] Diagnostiquée par un professionnel de la santé

[‡] Asthme, arthrite, bronchopneumopathie chronique obstructive, accident cérébrovasculaire, hypertension, diabète

[§] Coefficient de variation entre 16,6 % et 25,0 %

^{††} Coefficient de variation entre 25,1 % et 33,3 %

^{‡‡} Financés entièrement ou partiellement par l'État; comprend les soins infirmiers, les soins personnels et l'aide domestique

^{§§} Dans un hôpital, un foyer de soins infirmiers ou une maison de convalescence.

-- Nombre infimes

Tableau B

Proportion des personnes de 35 à 64 ans vivant à domicile qui présentent certaines caractéristiques d'emploi et de revenu, selon la présence d'une maladie cardiaque[†] et le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total		Hommes		Femmes	
	Maladie cardiaque		Maladie cardiaque		Maladie cardiaque	
	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
	%					
Situation professionnelle						
Occupé(e)	43	73	48	83	36	64
Non occupé(e) parce que [‡] :						
Prend soin de sa famille	--	7	--	--	--	13
Malade/en état d'incapacité	30	6	28	5	34	7
Retraité(e)	17	8	19	6	15 [§]	10
Occupé(e) ou prend soin de sa famille	46	80	48	83	43	77
Revenu du ménage						
Source principale ^{††}						
Traitement/salaire	58	84	62	87	52	80
Assurance-emploi/indemnisation des accidents du travail/aide sociale	13 [§]	5	12 [§]	4	14 ^{††}	6
Pensions	24	9	20	7	29	11
Faible revenu	22	12	16	11	30 [§]	14
Détresse financière ^{§§}	12 [§]	5	11	5	14 ^{††}	6

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

[†] Diagnostiquée par un professionnel de la santé

[‡] Les autres raisons sont exclues.

[§] Coefficient de variation entre 16,6 % et 25,0 %

^{††} Les autres sources sont exclues.

^{‡‡} Coefficient de variation entre 25,1 % et 33,3 %

^{§§} A manqué d'argent pour acheter de la nourriture l'année dernière.

-- Nombre infimes

Chutes, gens âgés et recours aux services de santé

Kathryn Wilkins

Résumé

Objectifs

Les personnes de 65 ans et plus vivant à domicile qui ont subi une chute causant une blessure grave sont le propos de la présente étude. L'analyse de données recueillies à deux ans d'intervalle vise ici à déterminer le lien entre une chute survenue en 1994-1995 et les services de santé reçus subséquemment.

Source des données

Les données sont tirées de la composante des ménages des cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada. On a recueilli, en 1994-1995, des données longitudinales et transversales auprès d'un échantillon de 2 081 personnes de 65 ans et plus qui étaient encore en vie en 1996-1997 et pour lesquelles on a pu obtenir des données. Cette année-là, on a aussi recueilli des données transversales supplémentaires auprès d'un échantillon de 11 282 personnes du même groupe d'âge, de sorte que la taille totale de l'échantillon atteignait 13 363 personnes.

Techniques d'analyse

Des statistiques descriptives alliées à l'analyse multidimensionnelle ont permis d'étudier les liens entre les chutes causant une blessure et le commencement du recours aux services de santé, en tenant compte de l'effet de certaines variables.

Principaux résultats

Après avoir tenu compte des effets de l'âge, de la diminution de la capacité à vaquer aux activités de la vie quotidienne et d'autres facteurs, la cote exprimant le risque de commencer à recourir aux services de santé est trois fois plus élevée pour les personnes âgées qui, en 1994-1995, ont déclaré avoir fait une chute causant une blessure que pour celles qui n'en ont pas fait.

Mots-clés

Personnes âgées, accidents, placement en établissement, soins à domicile.

Auteur

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

À u Canada, les chutes causant une blessure représentent un problème de santé important pour les personnes âgées. Entre 1983 et 1992, les chutes ont été la deuxième cause principale d'hospitalisation des femmes de 65 ans et plus et la cinquième cause principale pour les hommes du même groupe d'âge¹. Dans certaines provinces de l'Ouest, les chutes accidentelles ont été la cause principale d'hospitalisation des femmes âgées, dépassant même la maladie coronarienne.

En 1995-1996, la fracture de la hanche — causée, selon les estimations, par une chute dans 90 % des cas² — a été la deuxième cause principale d'hospitalisation des femmes de 65 ans et plus³. Selon des données recueillies récemment en Ontario, les chutes sont à l'origine de 86 % des hospitalisations consécutives à une blessure chez les personnes âgées⁴.

En 1995, on a attribué à une chute plus de 2 100 décès (1 %) survenus chez les personnes de 65 ans et plus (autrement dit, la mention « chute accidentelle » figurait sur le certificat de décès à la rubrique « Cause initiale du décès »)⁵.

Source des données

Le présent article se fonde sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'enquête recueille tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre les membres des ménages et les personnes placées en établissements 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 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 présentée ici se fonde sur les données transversales de la composante des ménages du deuxième cycle (1996-1997) de l'ENSP pour les 10 provinces, ainsi que sur les données longitudinales des premier (1994-1995) et deuxième cycles.

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) demandés par trois provinces. Les données sur les personnes formant les échantillons supplémentaires, qui ont été sélectionnées par composition aléatoire, 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, et ce, pour tous les membres des ménages participants, des renseignements généraux sur leurs caractéristiques sociodémographiques et sur leur santé. 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 sur les personnes qui ont fourni ces renseignements. Dans chaque ménage formant la composante transversale supplémentaire, on a demandé à une personne bien informée de fournir 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, en lui demandant de fournir des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé. Parmi les membres des ménages formant la composante longitudinale, la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé était, pour chaque ménage, 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.

La composante des ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 couvrant les 10 provinces portait sur un échantillon de 27 263 ménages, dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. Après l'application d'un tri de sélection pour s'assurer que l'échantillon soit représentatif⁶, 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. Parmi ces personnes, 17 626 ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé, ce qui représente un taux de réponse de 96,1 %. De ces 17 626 personnes sélectionnées au hasard, 14 786 satisfaisaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal de l'ENSP, de même que 468 personnes auprès desquelles on a recueilli uniquement des renseignements généraux. En outre, 2 022 des 2 383 personnes de moins de 12 ans sélectionnées au hasard satisfaisaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal. Donc, 17 276 personnes remplissaient les conditions pour être réinterviewées. Les autres membres de l'échantillon de 1994-1995 représentent des unités d'échantillonnage additionnelles acquises par les administrations provinciales qui, pour le premier cycle uniquement, avaient décidé d'augmenter la taille de l'échantillon dans leur province. Ces personnes n'ont fait l'objet d'aucun suivi.

En 1996-1997, 16 168 membres du panel longitudinal ont participé à l'enquête, ce qui représente un taux de réponse de 93,6 %. De ce nombre, 15 670 personnes ont fourni des renseignements complets aux deux cycles de l'enquête, c'est-à-dire des renseignements généraux et des renseignements détaillés sur leur santé. De ces 15 670 personnes, 2 546 avaient 65 ans et plus.

Compte tenu de la participation ponctuelle de personnes supplémentaires (ne faisant pas partie du panel longitudinal) au deuxième cycle pour les besoins de l'analyse transversale, 210 377 personnes en tout ont répondu au questionnaire général sur la santé (dont 173 216 âgées de 12 ans et plus) et 81 804 personnes ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé (dont 73 402 âgées de 12 ans et plus). Le taux de réponse global a atteint 79,0%.

Les données sur lesquelles se fonde la présente analyse ont été pondérées pour tenir compte du plan de sondage, des corrections pour la non-réponse et de la stratification a posteriori. Les données longitudinales sont celles fournies en 1994-1995 par les personnes de 65 ans et plus qui étaient encore en vie en 1996-1997, pour lesquelles on a recueilli des renseignements complets au cours des deux entrevues et qui n'avaient pas reçu de soins officiels à domicile en 1994-1995, soit un échantillon de 2 081 personnes (822 hommes et 1 259 femmes). On a pondéré ces données de façon à ce qu'elles soient représentatives des 2,7 millions de personnes âgées de 65 ans et plus au Canada. Sont exclues de cet échantillon 201 personnes, soit 8 %, qui sont décédées entre 1994-1995 et 1996-1997 (voir *Décès*). On analyse aussi dans le présent article les données transversales recueillies en 1996-1997 auprès de 13 363 personnes de 65 ans et plus, après les avoir pondérées afin qu'elles soient représentatives des 3,4 millions de personnes appartenant à ce groupe d'âge.

Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP sont décrits plus en détail dans les rapports publiés au sujet de l'enquête^{6,7}. Consulter aussi l'article intitulé *Enquête nationale sur la santé de la population — une enquête longitudinale* dans le présent numéro.

En outre, les chutes ont contribué à un nombre nettement plus élevé de décès que ne l'indiquent les données classiques sur la mortalité. Considérons, par exemple, un échantillon de 179 175 enregistrements de décès de Canadiens et de Canadiennes de 65 ans et plus. Sur ces derniers, la « chute accidentelle » est mentionnée deux fois plus souvent à titre de facteur ayant contribué au décès qu'elle ne l'est à titre de cause initiale du décès⁸. Ce problème du sous-dénombrement des décès consécutifs à une chute a également été soulevé aux États-Unis².

Les dossiers d'hospitalisation et les enregistrements de décès montrent que les chutes représentent un problème de santé important chez les personnes âgées. Cependant, ces sources ne brossent qu'un tableau incomplet des conséquences des chutes, en partie parce que les données ont trait principalement aux soins prodigués ou aux résultats observés immédiatement après la chute. Plusieurs études américaines, fondées sur l'analyse de données longitudinales représentatives de la population, indiquent que, chez les personnes âgées, les chutes sont un signe avant-coureur très significatif du recours futur aux services de santé ou du placement en établissement, même plusieurs années après la chute⁹⁻¹¹.

Jusqu'à présent au Canada, l'étude des chutes chez les personnes âgées s'est appuyée sur l'analyse de données administratives¹² et sur l'étude d'échantillons représentatifs de certaines collectivités¹³ ou d'échantillons cliniques. Néanmoins, on a recueilli récemment des données longitudinales représentatives de l'ensemble de la population. Les deux premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) donnent l'occasion d'étudier les chutes causant une blessure auprès d'un grand échantillon de personnes âgées représentatif de la population des personnes âgées vivant à domicile au Canada.

Les données transversales les plus récentes de l'ENSP ont servi, dans le présent article, à décrire les caractéristiques des personnes âgées qui ont déclaré avoir subi une blessure grave à la suite d'une chute (voir *Source des données, Techniques d'analyse, Définitions et Limites*). En outre, en s'appuyant sur

Décès

On a estimé par régression logistique multiple les rapports de cotes pour comparer les caractéristiques, d'une part, des membres de l'échantillon qui sont décédés et, d'autre part, de ceux qui ne le sont pas et qui ont continué de faire partie de la population à domicile ou qui ont été placés en établissement de santé à un moment donné entre les deux cycles d'entrevues de l'ENSP. On a pris pour variables indépendantes les caractéristiques fondées sur les données déclarées en 1994-1995 et pour variable dépendante, le fait d'être décédé. Pour les personnes qui sont décédées, la cote exprimant le risque qu'elles aient fait une chute causant une blessure n'était pas élevée. Comme on s'y attendait, l'âge avancé (groupe des 75 ans et plus comparativement à celui des 65 à 74 ans) est un prédicteur du décès, au même titre qu'un état de santé passable ou mauvais plutôt que bon, très bon ou excellent. La cote exprimant le risque de décès est plus élevée pour les personnes qui ont besoin d'aide pour vaquer aux activités de la vie quotidienne (AVQ) que pour celles qui ne dépendent de personne. Enfin, le diagnostic d'un cancer en 1994-1995 est un prédicteur du décès avant l'entrevue de 1996-1997.

Rapports corrigés de cotes pour le décès entre 1994-1995 et 1996-1997, population de 65 ans et plus vivant dans un ménage en 1994-1995, Canada, territoires non compris

Caractéristiques en 1994-1995	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 % [†]
Chute causant une blessure au cours de l'année précédente		
Non [‡]	1,0	...
Oui	0,9	0,4, 2,3
Sexe		
Hommes [‡]	1,0	...
Femmes	0,6	0,3, 1,0
Âge		
65-74 [‡]	1,0	...
75+	2,3*	1,4, 3,8
État matrimonial		
Marié(e) [‡]	1,0	...
Célibataire	1,6	1,0, 2,7
Revenu du ménage		
Élevé [‡]	1,0	...
Faible	1,3	0,8, 2,2
Activités de la vie quotidienne (AVQ)		
Ne dépend pas des autres [‡]	1,0	...
Dépend des autres	3,5*	1,5, 8,2
État de santé général		
Bon, très bon, excellent [‡]	1,0	...
Passable, mauvais	1,7*	1,0, 2,7
Usage du tabac		
N'a jamais fumé [‡]	1,0	...
A déjà fumé	1,2	0,7, 2,2
Problèmes de santé chroniques[§]		
Cancer	3,1*	1,6, 6,1
Diabète	1,3	0,7, 2,4
Séquelles d'un accident cérébrovasculaire	1,4	0,6, 3,6
Maladie cardiaque	1,5	0,9, 2,6
Hypertension	0,9	0,6, 1,4

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

[†] Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,0 sont significatifs.

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

[§] Dans chaque cas, la catégorie de référence est l'absence du problème.

* $p < 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

les données de l'ENSP recueillies auprès d'un panel de personnes qui ont été interrogées en 1994-1995 puis de nouveau en 1996-1997, cet article décrit dans quelle mesure une chute survenue en 1994-1995 est liée au recours subséquent aux services de santé. On définit ce recours comme un nombre élevé de journées passées à l'hôpital ou l'obtention de soins officiels à domicile durant l'année qui a précédé

Techniques d'analyse

Toutes les analyses portent sur des données pondérées. Les statistiques descriptives sur les membres des ménages ayant 65 ans et plus s'appuient sur les données du Fichier santé de 1996-1997. Les données du fichier longitudinal ont été analysées par régression logistique multiple en vue de modéliser, pour les membres des ménages, la relation entre la déclaration d'au moins une chute ayant causé une blessure en 1994-1995 (variable indépendante) et le commencement subséquent du recours aux services de santé (variable dépendante). Par « commencement du recours aux services de santé » on entend le fait d'avoir été hospitalisé en tout pendant au moins 14 nuits ou d'avoir reçu des soins officiels à domicile au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 1996-1997 de l'ENSP, ou bien de vivre en établissement de santé au moment de l'entrevue de suivi en 1996-1997 (voir *Limites*).

On s'est appuyé sur le modèle comportemental de l'utilisation des services de santé pour choisir les variables dont il convenait de maintenir la valeur constante pour exécuter la régression logistique multiple¹⁴. Le modèle comportemental décrit trois catégories de variables associées à l'utilisation des services de santé, à savoir les variables de prédisposition, les variables de facilitation et les variables de besoin. Parmi les variables de l'ENSP, on a considéré le sexe, l'âge et l'état matrimonial comme des facteurs de prédisposition, le niveau de revenu du ménage comme un facteur de facilitation et la diminution de la capacité à vaquer aux activités personnelles de la vie quotidienne (AVQ), ainsi que la manifestation de certains problèmes de santé chroniques, comme des indicateurs de besoin (voir *Définitions*).

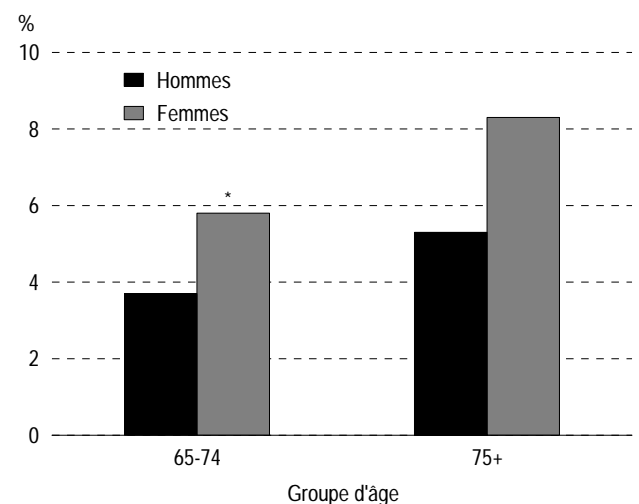
On a tenu compte, lors de l'analyse par régression logistique multiple, de l'effet des facteurs autres que les chutes qui ont été mentionnés en 1994-1995 et qui auraient pu influencer sur l'utilisation des services de santé. Enfin, on a appliqué la méthode bootstrap^{15,16}, qui tient pleinement compte des effets de plan de sondage, pour estimer les écarts-types qui entrent dans le calcul des intervalles de confiance des rapports de cotes.

l'entrevue de 1996-1997, ou encore le placement en établissement à un moment donné après l'entrevue de 1994-1995.

La cause de la plupart des blessures

On estime qu'en 1996-1997, presque 200 000 personnes (6 %) de 65 ans et plus ont subi au moins une blessure ayant limité leurs activités durant l'année qui a précédé l'entrevue. Chez environ les deux tiers d'entre elles (131 500), soit 4 % de la population globale de personnes âgées vivant à domicile, une chute a été la cause de la blessure la plus grave. Parmi les personnes âgées de 65 à 74 ans, une plus forte proportion de femmes que d'hommes ont dit avoir subi une blessure limitant leurs activités (graphique 1). Cependant, les proportions d'hommes et de femmes dont la blessure la plus grave a été causée par une chute sont pratiquement les mêmes (graphique 2). Pour le groupe des 75 ans et plus, environ 80 % des blessures les plus graves ont été causées par une chute.

Graphique 1
Proportion de la population à domicile de 65 ans et plus ayant subi l'année précédente une blessure limitant les activités, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada, territoires non compris, 1996-1997



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

* Proportion nettement plus élevée pour les femmes que pour les hommes ($p < 0,05$).

Toutefois, ces chiffres ne représentent pas l'incidence nationale des chutes causant une blessure. Les personnes qui ont participé à l'ENSP n'ont dû fournir des renseignements que sur la blessure la plus grave subie durant l'année. Comme certaines personnes pourraient avoir fait une ou plusieurs chutes qui n'ont pas causé la blessure la plus grave, le nombre de chutes déclarées est manifestement inférieur au nombre réel de chutes survenues. Dans le cadre d'une étude réalisée auprès de 409 personnes âgées vivant dans la collectivité à Montréal¹³, 29 % ont déclaré avoir fait une chute durant une période de 48 semaines.

Les femmes et les personnes très âgées sont les plus susceptibles

En comparant les caractéristiques des personnes âgées qui ont dit avoir fait une chute leur causant une blessure en 1996-1997 à celles de l'ensemble des personnes âgées vivant dans la collectivité, on constate qu'un nombre disproportionné de femmes et de personnes de 75 ans et plus sont touchées (tableau 1). En outre, la proportion de personnes âgées célibataires qui ont dit avoir fait une chute (55 %) est nettement plus élevée que la proportion

de personnes âgées célibataires dans la population à domicile (41 %). En 1994-1995, les chutes ont été beaucoup plus fréquentes chez les personnes qui avaient besoin d'aide pour vaquer aux activités de la vie quotidienne (AVQ). De même, un nombre disproportionné de personnes souffrant d'arthrite ou de rhumatisme ont dit avoir fait des chutes.

Tableau 1
Caractéristiques de l'ensemble de la population à domicile de 65 ans et plus et des membres de ce groupe déclarant avoir fait une chute causant une blessure, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Population à domicile de 65 ans et plus			Population à domicile de 65 ans et plus déclarant qu'une chute a causé la blessure la plus grave		
	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes
	en milliers					
Nombre	3 416	1 479	1 937	131	39	92
	%					
Âge						
65-74	61	63	60	44	45	44
75+	39	37	40	56	55	56
État matrimonial						
Marié(e)	59	76	46	45	66	36
Célibataire	41	24	54	55	34	64
Revenu du ménage						
Faible	19	14	23	--	--	24
Élevé	61	68	56	54	69	47
Non disponible	20	18	21	24	12 [†]	29
Activités de la vie quotidienne (AVQ) -dépendent	7	7	7	20	26 [†]	17
Problèmes de santé chroniques						
Arthrite/ rhumatisme	42	34	49	56	45	62
Séquelles d'un accident cérébro-vasculaire	4	5	3	--	--	2 [†]
Maladie cardiaque	16	18	14	18	24 [†]	15
Hypertension	33	27	36	36	28	40
Incontinence urinaire	6	4	7	16	--	15 [†]

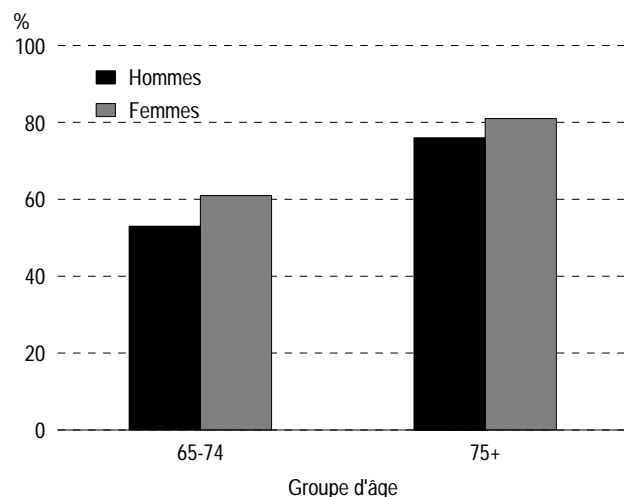
Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé

† Coefficient de variation entre 25,1 % et 33,3 %

-- Nombres infimes

Graphique 2

Proportion de la population à domicile ayant 65 ans et plus et ayant subi l'année précédente une blessure limitant les activités dont la blessure la plus grave a été causée par une chute, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada, territoires non compris, 1996-1997



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

Définitions

On a choisi comme variable dépendante des analyses par régression l'utilisation de certains services de santé durant l'année 1996-1997, qualifiée de « commencement du recours aux services de santé ». On a considéré comme ayant commencé à recourir aux services de santé les personnes de 65 ans et plus qui vivaient à domicile et qui n'avaient pas reçu de soins à domicile financés par l'État durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995, mais qui ont déclaré avoir passé en tout au moins 14 nuits à l'hôpital en 1996-1997, ou avoir reçu des soins officiels à domicile (à l'exception des soins de relève) ou avoir été placées en établissement avant l'entrevue de 1996-1997. (En moyenne, les personnes de 65 ans et plus faisant partie de la population à domicile ont passé 2,3 nuits à l'hôpital durant les 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 1996-1997.) Comme la durée du séjour à l'hôpital a diminué et que les conditions d'hospitalisation sont devenues plus strictes ces dernières années, on a également fait l'analyse en définissant l'élément « hospitalisation » du commencement du recours aux services de santé comme étant un séjour d'au moins sept nuits à l'hôpital pour des examens préliminaires. Toutefois, comme cette réduction de la durée d'hospitalisation a à peine modifié les résultats de l'analyse par régression, on s'en est tenu à la définition plus conventionnelle du séjour d'au moins 14 nuits.

Pour déterminer s'il y avait eu hospitalisation, on a demandé aux personnes participant à l'ENSP : « Au cours des 12 derniers mois, ... a-t-il(elle) passé la nuit comme patient(e) à l'hôpital, dans un foyer de soins infirmiers ou dans une maison de convalescence? » Aux personnes qui ont répondu « Oui », on a demandé « Pour combien de nuits au cours des 12 derniers mois? »

La question au sujet des soins à domicile était : « Par services à domicile, on entend des soins de santé ou des services d'aide familiale qui sont dispensés à domicile et dont le coût est assumé, entièrement ou en partie, par le gouvernement. En voici des exemples : soins infirmiers, aide pour prendre un bain, aide pour l'entretien ménager, services de relève, repas livrés à domicile. Est-ce que... a reçu des services à domicile au cours des 12 derniers mois? »

Les renseignements concernant le *placement en établissement de santé* de personnes faisant partie de l'échantillon à un moment donné entre l'entrevue de l'ENSP de 1994-1995 et la collecte des données réalisée deux ans plus tard ont été recueillis par les intervieweurs en 1996-1997.

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'ENSP si, durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995, elles ont subi une *blessure suffisamment grave pour limiter leurs activités normales*. Aux personnes qui ont déclaré avoir subi au moins une blessure de ce genre, on a demandé des renseignements sur la blessure la plus

grave : quel genre de blessure a été subie (p. ex. : brûlure ou fracture), quelle partie du corps a été atteinte, où la blessure s'est produite et par quoi elle a été causée. On a réparti ces personnes en deux catégories, à savoir celles dont la blessure la plus grave a été causée par une chute et celles qui n'ont subi aucune blessure ou dont la cause de la blessure n'était pas une chute.

Les deux groupes d'âge observés sont ceux des 65 à 74 ans et des 75 ans et plus. On a défini l'état matrimonial comme étant « marié(e) » pour les personnes qui ont déclaré qu'elles étaient mariées ou vivaient avec un(e) partenaire et comme étant « célibataire » pour celles qui ont déclaré qu'elles étaient célibataires, veuves, divorcées ou séparées.

On a défini le revenu du ménage 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

Pour pouvoir tenir compte dans l'analyse par régression des 20 % de personnes de 65 ans et plus qui n'ont pas fourni de renseignements sur leur revenu, on a créé la catégorie « Revenu inconnu ».

Plusieurs facteurs reflétant le besoin de recevoir des soins, dont la diminution de la capacité de vaquer aux activités personnelles de la vie quotidienne (AVQ) entre 1994-1995 et 1996-1997, ont été inclus dans l'analyse par régression à titre de variables indépendantes contrôlées. On a défini comme étant moins apte à vaquer aux activités de la vie quotidienne une personne pour laquelle on a répondu « non » en 1994-1995, mais « oui » en 1996-1997 à la question : « À cause de son état ou d'un problème de santé, ... a-t-il(elle) besoin qu'une autre personne l'aide à se donner des soins personnels comme se laver, s'habiller, manger ou se déplacer dans la maison? »

En raison de leur lien avec le placement en établissement, certains problèmes de santé chroniques ont également été inclus à titre de facteurs reflétant le besoin de recevoir des soins¹⁷. Il s'agit de l'hypertension, de la maladie cardiaque, des séquelles d'un accident cérébrovasculaire et de l'incontinence urinaire. On a déterminé l'existence de ces problèmes de santé en demandant : « Les questions qui suivent portent sur certains problèmes de santé de longue durée qui ont persisté ou qui devraient persister six mois ou plus, diagnostiqués par un professionnel de la santé. Est-ce que... est atteint(e) d'un des problèmes de santé suivants? »

Les fractures sont les blessures les plus courantes

Les conséquences physiques des chutes des personnes âgées sont assez graves. Toutefois, le fait de ne recueillir, dans le cadre de l'ENSP, que les renseignements sur la chute ayant causé la blessure la plus grave mène à une surestimation des blessures les plus graves, comme les fractures. Selon des études menées au États-Unis, environ 5 % des chutes survenues chez les personnes âgées causent une fracture¹⁷.

En 1996-1997, 49 % des personnes âgées qui ont dit que leur blessure la plus grave avait été causée par une chute ont subi une fracture et 22 %, une entorse ou une foulure. Les parties du corps le plus souvent atteintes sont les jambes ou les pieds (30 %) et les bras ou les mains (25 %). En outre, 12 % ont subi une blessure à la hanche (distincte d'une blessure à la jambe) (tableau 2). Les deux tiers des chutes causant une blessure déclarée sont survenues au domicile ou aux alentours de celui-ci (données non présentées).

Les fractures les plus fréquentes chez les 65 000 personnes âgées qui ont dit avoir souffert d'une telle blessure sont celles du bras ou de la main,

suivies par celles de la jambe ou du pied. En troisième position vient la fracture de la hanche, pour 12 000 personnes, soit 19 % des personnes qui ont subi une fracture à la suite d'une chute (données non présentées).

Conséquences à long terme

On estime que 290 000 personnes âgées qui faisaient partie de la population vivant à domicile et qui ne recevaient pas de soins officiels à domicile en 1994-1995, soit 11 %, ont « commencé à recourir aux services de santé » en 1996-1997. Autrement dit, elles ont été hospitalisées en tout pendant au moins 14 nuits, ou elles ont commencé à recevoir chez elles des soins officiels l'année qui a précédé l'entrevue de 1996-1997, ou bien elles ont été placées en établissement de santé à un moment donné après l'entrevue de 1994-1995 et y séjournaient encore au moment où l'intervieweur a de nouveau pris contact avec le ménage. La cote non corrigée exprimant le risque de commencer à recourir aux services de santé est presque trois fois plus élevée (2,7) pour les personnes qui ont déclaré en 1994-1995 avoir fait une chute ayant causé une blessure que pour celles qui n'ont pas fait de chute (données non présentées).

En principe, si l'on ajoute des variables telles que l'âge, le revenu et la maladie au modèle, la valeur du rapport de cotes pour les chutes devrait diminuer quelque peu si on suppose que ces autres facteurs expliquent en partie le risque plus élevé de commencer à recourir aux services de santé. Les auteurs d'études prospectives antérieures qui ont établi un lien entre les chutes et le placement subséquent en maison de soins infirmiers ou le recours subséquent aux services de santé ont mentionné que le fait d'inclure des variables indépendantes contrôlées, comme l'âge ou la capacité fonctionnelle, fait baisser légèrement la valeur calculée du risque liée aux chutes⁹⁻¹¹. Cependant, d'après la présente analyse des données de l'ENSP, le rapport de cotes pour les chutes en tant que prédicteur du commencement éventuel du recours aux services de santé demeure dans le même ordre de grandeur, même si on tient compte de l'effet de facteurs comme les problèmes de santé chroniques, la diminution de la capacité de vaquer

Tableau 2
Type de blessure et partie du corps blessée, population à domicile de 65 ans et plus dont la blessure la plus grave a été causée par une chute, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Nombre	%
Type de blessure		
Total	131 500	100
Fracture	64 800	49
Entorse/foulure	28 400	22
Autre	38 100	29
Type inconnu	--	--
Partie du corps blessée		
Total	131 500	100
Jambe/pied	39 700	30
Bras/main	33 400	25
Hanche	15 400	12
Autre	42 500	32
Partie inconnue	--	--

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

-- Nombres infimes

aux activités de la vie quotidienne et les caractéristiques sociodémographiques (tableau 3). Ces résultats constituent un solide indice que ni les problèmes de santé existant au moment de la chute ni la diminution subséquente de la fonctionnalité n'expliquent à eux seuls l'augmentation de la cote exprimant le risque que les personnes âgées qui se blessent en tombant commencent à recourir aux services de santé. Comme l'analyse tient compte

de l'effet de l'aptitude réduite à vaquer aux activités de la vie quotidienne après la chute, le lien observé entre les chutes et le recours subséquent aux services de santé est encore plus convaincant que celui constaté à l'occasion d'études qui ne tiennent compte que de l'effet du besoin d'aide pour vaquer aux activités de la vie quotidienne au moment de la chute^{11,18}.

Tableau 3
Rapports corrigés de cotes exprimant le risque de commencer à recourir aux services de santé,† population à domicile de 65 ans et plus, selon certaines caractéristiques, 1994-1995, Canada, territoires non compris

Caractéristiques en 1994-1995	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %†
Chute causant une blessure au cours de l'année précédente		
Non§	1,0	...
Oui	3,2*	1,1, 9,0
Sexe		
Hommes§	1,0	...
Femmes	0,9	0,5, 1,5
Âge		
65-74§	1,0	...
75+	3,3*	2,2, 5,1
État matrimonial		
Marié(e)§	1,0	...
Célibataire	0,8	0,5, 1,3
Revenu du ménage††		
Élevé§	1,0	...
Faible	1,6	0,9, 2,7
Activités de la vie quotidienne (AVQ)		
Pas de diminution entre 1994-1995 et 1996-1997§	1,0	...
Diminution entre 1994-1995 et 1996-1997	16,7*	9,3, 29,9
Problèmes de santé chroniques††		
Séquelles d'un accident cérébrovasculaire	2,7*	1,0, 7,2
Maladie cardiaque	1,1	0,6, 1,9
Hypertension	1,2	0,7, 2,1
Incontinence urinaire	1,3	0,3, 5,3

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

† A passé en tout au moins 14 nuits à l'hôpital, a reçu des soins à domicile ou a été placé(e) dans un établissement de soins de longue durée avant l'entrevue de 1996-1997.

‡ Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,0 sont significatifs.

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

†† On a également inclus dans le modèle une variable tenant compte des données non disponibles sur le revenu, mais le rapport de cotes pour cette variable n'est pas présenté ici.

‡‡ Dans chaque cas, la catégorie de référence est l'absence du problème.

* $p < 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

Effets d'autres facteurs

On constate également un lien entre l'augmentation significative du rapport de cotes pour ce qui est du risque de commencer à recourir aux services de santé et plusieurs autres variables de contrôle. Ainsi, il existe un lien entre le fait d'avoir 75 ans et plus et le commencement du recours aux services de santé, situation qui reflète naturellement la plus grande fragilité des personnes âgées. La cote exprimant le risque de commencer à recourir aux services de santé est trois fois plus élevée pour les personnes de 75 ans et plus que pour celles de 65 à 74 ans.

Bien que les femmes soient plus susceptibles que les hommes de faire une chute causant une blessure, le rapport de cotes déterminé par analyse multivariée n'est pas significativement plus élevé pour les femmes que pour les hommes. En revanche, d'autres variables du modèle sont liées plus fortement au commencement du recours aux services de santé.

Deux variables de contrôle intégrées au modèle à titre d'indicateurs du besoin de services de santé, à savoir l'existence de séquelles d'un accident cérébrovasculaire en 1994-1995 et la diminution entre 1994-1995 et 1996-1997 de la capacité de vaquer aux activités de la vie quotidienne (AVQ), sont associées de façon significative au commencement du recours aux services de santé en 1996-1997. Le lien avec l'accident cérébrovasculaire n'est pas surprenant. Les victimes d'un tel accident qui éprouvent de la difficulté à se mouvoir sont plus susceptibles de faire des chutes multiples, lesquelles, selon certains auteurs, sont encore plus fortement liées à l'utilisation des services de santé que les chutes uniques^{11,19}. Le lien étroit entre le besoin d'aide pour exécuter les activités quotidiennes et le commencement du recours aux services de santé

était également prévisible. La variance du rapport de cotes est forte, car le nombre de personnes touchées est assez faible. Néanmoins, le degré d'augmentation du rapport de cotes pour la diminution de l'autonomie en regard des AVQ témoigne d'un fort lien avec le début du recours aux services de santé. Par conséquent, il est encore

plus étonnant de constater que la contribution indépendante des chutes ne varie pas si l'on tient compte de l'effet de cette variable.

Conclusion

La présente analyse est un premier effort en vue d'évaluer longitudinalement les chutes causant une

Limites

Comme l'analyse est limitée à l'échantillon de la composante des ménages de l'ENSP, on ne peut généraliser les résultats à l'ensemble de la population de personnes âgées, puisque 5 % d'entre elles vivent dans un établissement de soins de longue durée²⁰. L'absence de données sur les personnes qui ont subi une chute ayant entraîné leur placement en établissement ou leur décès avant qu'on ne puisse les interroger pourrait laisser croire que le lien observé entre les chutes et les autres facteurs est moins fort qu'il ne l'est en réalité.

Les données ne permettent d'estimer ni le nombre ni la fréquence des chutes causant une blessure, ni la fréquence globale des chutes. Les données recueillies dans le cadre de l'ENSP ne portent que sur « la plus grave » blessure qui a limité les activités et qui a été subie dans les 12 mois précédant l'entrevue. Donc, une personne qui se serait blessée en tombant, mais qui aurait aussi subi une blessure plus grave causée par autre chose qu'une chute ne déclarerait pas sa chute.

L'incapacité de faire la distinction entre les personnes qui ne sont tombées qu'une seule fois et celles qui sont tombées plusieurs fois limite également l'analyse prospective des données. Selon des travaux de recherche antérieurs, il existe un lien entre l'état de santé et le recours aux services de santé dans le cas des personnes âgées qui ont fait plusieurs chutes, mais non dans le cas de celles qui n'en ont fait qu'une seule^{11,19}. Malheureusement, on n'a pu tenir compte de ce facteur ici en raison de cette incapacité.

On ne disposait pas non plus de renseignements sur la durée exacte des éléments regroupés pour créer la variable dépendante « commencement du recours aux services de santé ». On a défini cette variable de façon à refléter une perturbation assez grave de la santé, mais il est vraisemblable que les renseignements sur la gravité des problèmes qui ont poussé à recourir aux services de santé soient entachés d'une certaine incohérence. Autrement dit, l'obtention de soins officiels à domicile, un séjour total à l'hôpital d'au moins 14 jours ou le placement en établissement sous-entend

ordinairement un problème permanent grave, mais pourrait aussi être dû à un problème de santé temporaire que l'on peut guérir.

L'analyse a pour objectif d'examiner dans quelle mesure les chutes sont associées au commencement éventuel, plutôt qu'immédiat, du recours aux services de santé. Cependant, les périodes de référence relatives aux divers éléments du commencement du recours aux services de santé ne sont pas définies uniformément. On définit la période de référence pour l'obtention de soins officiels à domicile ou pour le séjour à l'hôpital comme étant la période de 12 mois précédant l'entrevue de 1996-1997. Cependant, on ne connaît pas la date du placement en établissement. Par conséquent, les personnes considérées comme vivant en établissement (et donc ayant commencé à recevoir des soins) en 1996-1997 pourraient y être entrées n'importe quand après l'entrevue de 1994-1995.

Il se pourrait aussi que certaines personnes aient été placées provisoirement en établissement (par exemple, dans une maison de convalescence) entre les entrevues de 1994-1995 et de 1996-1997, puis qu'elles soient retournées dans leur foyer avant l'entrevue de 1996-1997. Comme on n'a pas recueilli de renseignements sur ces placements en établissement, on pourrait avoir classé erronément ces personnes dans la catégorie de celles qui n'ont pas commencé à recourir aux services de santé. Cependant, il est probable que la question sur l'hospitalisation (voir *Définitions*) ait mené à la déclaration des placements provisoires d'au moins 14 jours en établissement survenus durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1996-1997.

Les méthodes de collecte des données posent aussi des contraintes en ce qui concerne l'interprétation des données de l'ENSP. En effet, il s'agit de données autodéclarées dont on ne peut évaluer la validité. En outre, elles ne permettent pas de déduire les relations de cause à effet. L'utilisation de données longitudinales permet toutefois d'établir la relation temporelle entre les chutes causant une blessure et le résultat subséquent en ce qui concerne l'utilisation des services de santé.

blessure grâce à des données recueillies à l'échelle de tout le Canada. Le lien entre les chutes et le commencement subséquent du recours aux services de santé, indépendamment des besoins médicaux existants ou des facteurs de prédisposition ou de facilitation, donne à penser que les chutes jouent un rôle critique dans la détérioration de la santé des personnes âgées et la nécessité subséquente d'obtenir de l'aide. D'aucuns pensent que chez une personne âgée qui souffre déjà de certains problèmes de santé, une chute causant une blessure peut être « la goutte qui fait déborder le vase » ou l'événement déterminant qui poussent les membres de la famille à prendre des dispositions pour que cette personne obtienne des soins officiels à domicile ou qu'elle soit placée en établissement de santé¹⁰.

La question de savoir si une chute qui cause une blessure déclenche, ou simplement aggrave, la détérioration de l'état de santé dépasse le cadre de la présente analyse. Toutefois, les résultats montrent que, pour les personnes âgées, les conséquences d'une chute, tant au plan de la santé que du besoin de services de santé, sont graves, même longtemps après la chute. En prenant des mesures efficaces pour prévenir les chutes, en faisant, par exemple, des exercices visant à renforcer l'équilibre et la musculation, en ajustant le traitement médicamenteux et en aménageant le domicile (installation de rails ou de barres d'appui, par exemple), on pourrait aussi prévenir ou retarder le besoin de soins à domicile ou le placement en établissement²¹. La poursuite des travaux de recherche visant à déterminer les caractéristiques des personnes âgées qui courent le plus grand risque de faire des chutes causant une blessure faciliterait ces efforts de prévention. ●

Références

1. J. Stokes et J. Lindsay, « Principales causes de décès et d'hospitalisation chez les aînés canadiens », *Maladies chroniques au Canada*, 17 (2), 1996, p. 63-73.
2. R.W. Sattin, « Falls among older persons: A public health perspective », *Annual Review of Public Health*, 13, 1992, p. 489-508.
3. Statistique Canada, Données sur la morbidité hospitalière, totalisations non publiées, Division des statistiques sur la santé, 1999.
4. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS), Fact sheet: Ontario Trauma Registry, Hospital Injury Admissions, 1996/97. Disponible dans Internet : <http://www.cihi.ca>. Document paru le 26 janvier 1999.
5. Statistique Canada, *Causes de décès, 1995* (n° 84-208-XPB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1997.
6. 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).
7. Enquête nationale sur la santé de la population, *Composante des ménages : guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées à grande diffusion, 1996-1997* (Statistique Canada, n° 82-M0009GPF au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1998.
8. S. Maillet, *La chute accidentelle comme une cause de décès chez les aînés*, rapport interne, Ottawa, Statistique Canada, 1998.
9. M.E. Tinetti et C.S. Williams, « Falls, injuries due to falls, and the risk of admission to a nursing home », *New England Journal of Medicine*, 337(18), 1997, p. 1279-1284.
10. D.P. Kiel, P. O'Sullivan, J.M. Teno *et al.*, « Health care utilization and functional status in the aged following a fall », *Medical Care*, 29(3), 1991, p. 221-228.
11. J.E. Dunn, S.E. Furner, et T.P. Miles, « Do falls predict institutionalization in older persons? An analysis of data from the longitudinal Study of Aging », *Journal of Aging and Health*, 5(2), 1993, p. 194-207.
12. R. Riley, « Chutes et traumatismes accidentels parmi les aînés », *Rapports sur la santé*, 4(4), 1992, p. 341-354 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
13. 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.
14. R. Andersen et J. Newman, « Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States », *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 41, 1973, p. 95-124.
15. 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. 209-217 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
16. 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.

17. M.E. Tinetti et M. Speechly, « Prevention of falls among the elderly », *New England Journal of Medicine*, 320(16), 1989, p. 1055-1059.
18. 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.
19. F.D. Wolinsky, R.J. Johnson et J.F. Fitzgerald, « Falling, health status, and the use of health services by older adults: A prospective study », *Medical Care*, 30(7), 1992, p. 587-597.
20. P. Tully et C. Mohl, « Résidents âgés des établissements de santé », *Rapports sur la santé*, 7(3), 1995, p. 27-31 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
21. 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 », *New England Journal of Medicine*, 331(13), 1994, p. 821-827.

Issue de la grossesse, milieu social et santé de l'enfant

Jiajian Chen et Wayne J. Millar

Résumé

Objectifs

Le présent article décrit les répercussions de l'issue de la grossesse et de certains facteurs sociaux sur la santé du jeune enfant.

Source des données

Les données sont tirées de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) de 1994-1995. L'analyse porte sur les renseignements fournis par les mères biologiques de 5 888 enfants de moins de trois ans.

Techniques d'analyse

L'analyse porte sur deux mesures de la santé de l'enfant : la perception de la mère quant à l'état de santé général de son enfant et le diagnostic d'asthme. La régression logistique sert ici à estimer les répercussions de l'issue de la grossesse et de certains facteurs sociaux sur ces mesures. Par issue de la grossesse, on entend l'âge gestationnel et le poids de naissance. Les facteurs sociaux considérés dans l'analyse sont le niveau de scolarité de la mère, le fait qu'elle fume ou non et son âge à la naissance de l'enfant, ainsi que la situation familiale et le revenu du ménage.

Principaux résultats

La prématurité avec faible poids de naissance est liée à une augmentation du risque de mauvaise santé et d'asthme chez l'enfant; c'est ce que confirme l'analyse après avoir tenu compte de l'effet de tous les autres facteurs de risque étudiés. Le mauvais état de santé de la mère et le fait qu'elle fume sont deux facteurs qui font aussi courir à l'enfant un risque important d'être en mauvaise santé. Enfin, il existe un lien significatif entre l'asthme chez un enfant et le fait que sa mère soit asthmatique et ait fait peu d'études.

Mots-clés

Prématurité, faible poids de naissance, usage du tabac, asthme chez l'enfant, niveau de scolarité de la mère.

Auteurs

Jiajian Chen (613) 951-5059, chenja@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.

Les progrès de la médecine et des soins prénatals ont permis d'augmenter la survie des nouveau-nés de faible poids de naissance. Pourtant, ce succès même suscite de plus en plus d'inquiétude quant à l'état de santé subséquent de ces bébés¹⁻⁹. Les enfants trop petits à la naissance ont une mortalité plus élevée et ont tendance à éprouver plus de problèmes de développement et de santé que les bébés de poids normal à la naissance^{1-5,7,10,11}. De surcroît, les effets du faible poids de naissance peuvent persister jusqu'à l'âge adulte^{6,12-14}, ce qui peut entraîner d'importantes répercussions à long terme en matière de santé publique¹⁵⁻¹⁸.

Cependant, les enfants de faible poids de naissance ne forment pas un groupe homogène. Ils peuvent être nés prématurément (avant la 37^e semaine de la grossesse) ou à terme, mais avoir un poids inférieur à la norme à cause de divers états pathologiques chez la mère ou chez le fœtus².

Par conséquent, les études qui portent sur la santé subséquente des enfants de faible poids de naissance doivent prendre en compte le fait que l'enfant est né prématurément ou à terme, ainsi que les états liés au faible poids de naissance².

Si les conséquences biologiques de l'environnement fœtal peuvent avoir des effets indépendants sur l'état de santé subséquent de l'enfant, le milieu social exerce aussi une influence profonde. Ce dernier englobe des éléments socioéconomiques et

comportementaux, comme le niveau de scolarité de la mère, son comportement à l'égard du tabac et son âge à la naissance de l'enfant, la situation familiale et le revenu du ménage¹⁹⁻²². On s'interroge de plus en plus, aujourd'hui, sur l'importance relative des

Méthodologie

Sources des données

Les données proviennent du premier cycle de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) réalisée en 1994-1995. La population de ce cycle de l'enquête comprenait les enfants de la naissance jusqu'à 11 ans²³. Dans chaque ménage participant à l'ELNEJ, jusqu'à quatre enfants ont été choisis au hasard à qui on a posé une question pour déterminer qui, dans le ménage, était la personne connaissant le mieux (PCM) ces enfants. Pour 91,3 % des enfants sélectionnés, il s'agissait de la mère (dans 89,9 % des cas, de la mère biologique; dans 1,4 %, de la belle-mère, de la mère adoptive ou de la mère de famille d'accueil).

Le premier cycle de l'ELNEJ portait sur un échantillon de 13 439 ménages dans lesquels on a sélectionné 22 831 enfants pour participer à l'enquête. Des renseignements sur ces enfants seront recueillis tous les deux ans jusqu'à ce qu'ils atteignent l'âge adulte. Le taux de réponse global des ménages a atteint 86 %. Pour l'échantillon d'enfants sélectionnés, le taux de réponse aux questions sur leur santé et sur les caractéristiques de la PCM a dépassé 91 %. On trouvera une description plus détaillée de l'enquête dans les rapports publiés à son sujet^{23,24}.

Les renseignements sur le poids de naissance et sur l'âge gestationnel n'ont été recueillis que pour les enfants de moins de trois ans. Par conséquent, la présente analyse porte sur un sous-échantillon de 5 888 enfants de moins de trois ans nés au Canada et dont la mère biologique a été interviewée à titre de PCM (tableau A en annexe).

Techniques d'analyse

La prévalence et les rapports corrigés et non corrigés de cotes de risque, soit deux indicateurs de santé, ont été estimés pour examiner les répercussions de l'issue de la grossesse et de certains facteurs sociaux sur la santé de l'enfant. Deux mesures de la santé sont avant tout observées, à savoir l'état de santé général tel qu'évalué par la mère et le diagnostic d'asthme. Les cliniciens qui prodiguent des soins primaires accordent beaucoup d'importance à l'évaluation maternelle de l'état de santé général de l'enfant^{25,26}. L'asthme, quant à lui, est considéré comme étant la maladie chronique la plus courante chez les enfants et l'une des causes principales de leur hospitalisation dans les pays industrialisés²⁷⁻³².

La régression logistique a permis d'estimer les rapports de cotes pour la manifestation de certains problèmes de santé chez l'enfant, soit l'état de santé et le diagnostic d'asthme. Ces problèmes ont été estimés selon le poids de naissance de l'enfant conjugué à l'âge gestationnel, au sexe et à l'âge, selon le niveau de scolarité de la mère, son comportement à l'égard du tabac et son âge à la naissance de l'enfant, et selon le type de famille et le revenu du ménage. L'état de santé général de la mère a été intégré au modèle de l'état de santé général de l'enfant; de même la variable d'asthme chez la mère a été intégrée au modèle de l'asthme chez l'enfant. Le lien entre l'issue de la grossesse et la manifestation de plusieurs autres problèmes de santé a aussi été examiné, tout comme l'ont été diverses mesures de l'utilisation des services de santé (voir *Définitions*).

Le choix des variables du modèle a été guidé par les résultats de travaux de recherche antérieurs. Le fait d'élever seule un enfant et d'être mère à l'adolescence sont deux facteurs fortement associés au mauvais état de santé et à l'asthme chez l'enfant³³⁻³⁵. Certains auteurs estiment que le niveau de scolarité de la mère et le revenu du ménage influent sur la santé de l'enfant³⁶⁻³⁸. On a intégré les variables d'état de santé de la mère et d'asthme chez celle-ci aux modèles de l'état de santé général et de l'asthme, respectivement, à titre de variables de contrôle, pour déceler les liens biologiques qu'elles pourraient avoir avec la santé de l'enfant^{5,39}.

Les analyses par régression logistique multiple ont porté sur 5 810 enfants de moins de trois ans dont les mères ont fourni des renseignements pour toutes les variables incluses dans les modèles. Les cas pour lesquels certaines données manquaient ont été éliminés. L'échantillon a été pondéré en appliquant des poids d'échantillonnage ajustés, de façon à obtenir une moyenne de 1. Bien que cette méthode produise des estimations moins biaisées des écarts-types, l'ajustement ne tient pas compte du plan de sondage complexe de l'ELNEJ et peut donc causer une sous-estimation de ces écarts-types. Seuls ont par conséquent été considérés comme étant significatifs les résultats pour lesquels la valeur de *p* était inférieure à 0,01 (au lieu de 0,05), afin de rendre compte partiellement des estimations plus importantes de la variance que l'on aurait obtenues si on avait pleinement tenu compte du plan de sondage. Toutefois, malgré cette précaution, il est conseillé d'interpréter les résultats avec prudence.

répercussions de l'issue de la grossesse et des facteurs sociaux sur la santé de l'enfant^{3,12,27,28,33,40-44}.

Des données provenant de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) de 1994-1995 sont à la base de la présente analyse. Elles servent à étudier les effets de l'issue de la grossesse et de certains facteurs sociaux sur la santé des enfants de moins de trois ans (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*). Les renseignements déclarés par la mère à l'égard de deux caractéristiques particulières de la santé retiennent ici l'attention, à savoir l'état de santé général et l'asthme.

État de santé général

En 1994-1995, au Canada, une écrasante majorité d'enfants de moins de trois ans ont été jugés en bonne santé par leur mère; 2 % seulement ont été déclarés en mauvaise santé. Cependant, la santé de l'enfant varie en fonction de plusieurs facteurs biologiques et sociaux.

L'âge gestationnel et le poids de naissance sont tous deux associés à l'état de santé subséquent de l'enfant (tableau 1, tableau B en annexe). En effet, 6 % des enfants nés prématurément et ayant un faible poids de naissance ont été déclarés en mauvaise santé, à l'instar de 4 % des enfants nés à terme mais présentant un faible poids de naissance. En comparaison, la proportion est de 2 % pour les enfants dont le poids de naissance était normal, indépendamment de l'âge gestationnel.

En fait, parmi les caractéristiques étudiées, l'état de santé de la mère est la seule qui, outre la prématurité avec faible poids de naissance, soit associée à une prévalence plus forte du mauvais état de santé de l'enfant : 11 % de mères en mauvaise santé ont dit que leur enfant l'était aussi. La prévalence d'un mauvais état de santé était également un peu plus forte, de l'ordre de 4 %, chez les enfants dont la mère n'a pas obtenu de diplôme d'études secondaires, fume quotidiennement, était adolescente à la naissance de l'enfant, élève seule son enfant ou vit dans un ménage à faible revenu. Toutefois, bon nombre de ces caractéristiques coexistent. Par exemple, le faible poids de naissance est associé à un mauvais état de santé, à un faible

Tableau 1
Mauvais état de santé chez l'enfant de moins de trois ans, prévalence et rapport corrigé de cotes, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Prévalence	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 99 %
	%		
Caractéristiques de l'enfant			
Issue de la grossesse			
Prématuré de faible poids de naissance	6,3	3,1**	1,5, 6,6
Enfant à terme de faible poids de naissance	4,2	1,8	0,5, 7,0
Prématuré de poids de naissance normal	2,1	0,8	0,3, 2,3
Enfant à terme de poids de naissance normal†	1,9	1,0	...
Âge			
Moins d'un an†	1,4	1,0	...
Un an	2,1	1,5	0,8, 2,8
Deux ans	2,9	1,8	1,0, 3,4
Sexe			
Garçons	2,4	1,3	0,8, 2,2
Filles†	1,9	1,0	...
Caractéristiques de la mère			
État de santé			
Mauvais/passable	11,1	4,8**	2,4, 9,7
Bon/très bon/excellent†	1,9	1,0	...
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires	3,5	1,9	0,9, 4,1
Diplôme d'études secondaires/certaines études postsecondaires	2,6	1,8	1,0, 3,4
Diplôme d'études postsecondaires†	1,2	1,0	...
Comportement à l'égard du tabac			
Fume chaque jour	4,0	2,0**	1,2, 3,3
Fume à l'occasion	1,8	1,1	0,3, 3,8
Non-fumeuse†	1,5	1,0	...
Âge à la naissance de l'enfant			
Moins de 20 ans	4,1	0,9	0,3, 2,5
De 20 à 24 ans	2,2	0,8	0,4, 1,5
De 25 à 34 ans†	2,0	1,0	...
35 ans et plus	2,2	1,2	0,6, 2,5
Caractéristiques du ménage			
Type de famille			
Mère seule	4,5	1,6	0,8, 3,0
Famille biparentale†	1,8	1,0	...
Revenu			
Faible	3,8	0,9	0,4, 2,3
Moyen	1,7	0,7	0,3, 1,6
Élevé†	1,8	1,0	...

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995

Nota : L'analyse multivariée porte sur 5 810 enfants de moins de trois ans dont les mères ont fourni des renseignements sur toutes les variables du modèle. Seuls les résultats pour lesquels la valeur de *p* est inférieure à 0,01 (au lieu de 0,05) sont significatifs, afin de tenir compte en partie des estimations plus grandes de la variance que l'on aurait obtenues si on avait entièrement tenu compte du plan de sondage.

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

** *p* < 0,01

*** N'ayant pas lieu de figurer

Définitions

Durant l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, on a posé à la personne connaissant le mieux l'enfant (PCM) une série de questions sur la santé de l'enfant et sur les comportements ayant des répercussions sur sa santé. L'analyse se limite ici aux réponses fournies par la mère biologique.

Pour les besoins de la présente analyse, l'*issue de la grossesse* est déterminée selon le poids de naissance et l'âge gestationnel.

Pour déterminer l'*âge gestationnel*, on a demandé à la mère : « Est-ce que ... est né/née avant ou après terme? » À celles qui ont déclaré que l'enfant n'était pas né à la date prévue, on a demandé de préciser combien de jours avant ou après cette date avait eu lieu l'accouchement. Les données sur l'âge gestationnel ont ensuite été regroupées en deux catégories, à savoir enfant prématuré (moins de 37 semaines de gestation) et enfant à terme (au moins 37 semaines de gestation).

Pour déterminer le *poids de naissance*, on a demandé à la mère : « Quel était le poids de ... à la naissance, en kilogrammes et en grammes ou en livres et en onces? » Les données sur le poids de naissance, exprimé en grammes, ont été réparties en deux catégories : faible (moins de 2 500 grammes) et normal (au moins 2 500 grammes).

Les enfants ont été classés en quatre catégories selon leur âge gestationnel et leur poids de naissance, à savoir prématuré de faible poids de naissance, enfant à terme de faible poids de naissance, prématuré de poids de naissance normal et enfant à terme de poids de naissance normal.

Pour déterminer l'*état de santé général* de l'enfant, on a demandé à la mère : « En général, diriez-vous que la santé de ... est excellente, très bonne, passable ou mauvaise? » Pour les besoins de la présente analyse, on a considéré l'état de santé de l'enfant comme mauvais si la mère a répondu « mauvais » ou « passable ». Pour déterminer si l'enfant est asthmatique, on a demandé à la mère : « Est-ce que ... a déjà souffert d'asthme diagnostiqué par un spécialiste de la santé? » Ces deux mesures de l'état de santé de l'enfant semblent valides, puisque il existe un lien étroit entre l'état de santé général et la manifestation de l'asthme, d'une part, et la consommation de médicaments prescrits, l'hospitalisation et la limitation prolongée des activités chez le jeune enfant⁴⁵, d'autre part.

Pour déterminer l'existence d'un *problème de santé chronique*, on a posé la question : « Est-ce que ... souffre de l'un ou l'autre des problèmes de santé chroniques suivants diagnostiqué(s) par un spécialiste de la santé? » On examine ici la prévalence de la bronchite.

Pour déterminer si l'enfant souffre d'*infections fréquentes du nez ou de la gorge*, on a demandé si ces infections surviennent « pratiquement tout le temps » ou « souvent ».

Par *blessure subie l'année précédente*, on entend toute blessure

subie au cours des 12 derniers mois et suffisamment grave pour exiger les soins d'un médecin, d'une infirmière ou d'un dentiste.

Pour déterminer l'existence d'une *limitation des activités* de longue durée, on a demandé : « Est-ce que ... a un problème chronique, de santé ou autre, qui limite complètement ou partiellement sa participation à l'école, au jeu ou à toute autre activité normale pour un enfant de son âge? »

Pour évaluer la *consultation de médecins*, on a demandé à la mère : « Au cours de la dernière année, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone un médecin généraliste, un médecin de famille ou un pédiatre au sujet de la santé physique, émotive ou mentale de ...? » On a considéré qu'au moins six consultations représentent une consultation fréquente (la moyenne était de cinq).

La prise régulière de *médicaments prescrits* a été évaluée grâce à la question : « Est-ce que ... prend l'un ou l'autre des médicaments de prescription suivants de façon régulière? » Les choix de réponse étaient : Ventolin ou autre médicament pour inhalation, Ritalin, tranquillisant ou médicament pour les nerfs, anticonvulsivant ou anti-épileptique et autre.

Pour évaluer l'utilisation des *services hospitaliers* par l'enfant, on a demandé : « Au cours des 12 derniers mois, est-ce que ... a été admis(e) pour la nuit à l'hôpital? »

On a ventilé l'*âge* de l'enfant en trois catégories : moins d'un an, un an et deux ans.

On a jugé l'*état de santé de la mère* mauvais si elle a indiqué que sa santé était mauvaise ou passable; sinon, on a considéré que sa santé était bonne.

Pour déterminer la *situation de la mère en regard de l'asthme*, on lui a demandé : « Un spécialiste de la santé a-t-il diagnostiqué chez vous certains des problèmes de santé de longue durée suivants? » L'asthme figurait sur la liste des réponses possibles.

On a regroupé les renseignements sur le *niveau de scolarité de la mère* en trois catégories : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires ou certaines études postsecondaires, et diplôme d'études postsecondaires.

Pour évaluer l'*usage du tabac par la mère*, on a demandé : « À l'heure actuelle, est-ce que vous fumez des cigarettes chaque jour, à l'occasion ou pas du tout? »

L'*âge de la mère à la naissance de l'enfant* a été classé dans les catégories suivantes : moins de 20 ans, de 20 à 24 ans, de 25 à 34 ans et 35 ans et plus.

Le *type de famille* a été ventilé en deux catégories, à savoir « mère seule » et « famille biparentale » (y compris celles où le conjoint de la mère est le beau-père).

En se fondant sur la taille du ménage, on a calculé les quintiles de *revenu du ménage*, que l'on a regroupés en trois catégories : faible revenu (1^{er} et 2^e quintiles), revenu moyen (3^e et 4^e quintiles) et revenu élevé (5^e quintile).

niveau de scolarité et à l'usage du tabac chez la mère. La maternité à l'adolescence a souvent pour conséquences le fait d'être une mère seule et d'avoir un faible revenu.

L'état de santé de la mère est indépendamment associé au mauvais état de santé de l'enfant. C'est ce que confirme l'analyse après avoir tenu compte de l'effet des facteurs suivants : issue de la grossesse, âge et sexe de l'enfant, niveau de scolarité et comportement de la mère à l'égard du tabac, âge de la mère à la naissance de l'enfant, type de famille et revenu du ménage. La cote exprimant le risque d'être en mauvaise santé est presque cinq fois plus élevée pour les enfants dont la mère est en mauvaise santé qu'elle ne l'est pour ceux dont la mère est en bonne, en très bonne ou en excellente santé.

Après ajustement pour tenir compte de l'effet des autres facteurs, y compris l'état de santé de la mère, un lien significatif persiste entre la prématurité avec faible poids de naissance et le mauvais état de santé de l'enfant. La cote exprimant le risque que ces enfants soient en mauvaise santé est trois fois plus élevée que celle calculée pour les enfants nés à terme avec un poids de naissance normal. La cote exprimant le risque d'être en mauvaise santé est un peu plus élevée pour les enfants nés à terme avec un faible poids de naissance, mais l'écart n'est pas statistiquement significatif et tient en partie à la petite taille de l'échantillon.

L'usage quotidien du tabac par la mère semble avoir en outre un effet nocif sur la santé de l'enfant, dans la mesure où l'on tient compte des effets de l'issue de la grossesse et d'autres facteurs sociaux. La cote corrigée exprimant le risque d'un mauvais état de santé est deux fois plus élevée pour les enfants dont la mère fume quotidiennement que pour ceux dont la mère ne fume pas.

La cote exprimant le risque d'être en mauvaise santé est aussi assez élevée pour les enfants dont la mère a fait peu d'études, mais l'écart n'est pas statistiquement significatif. De même, l'introduction d'autres facteurs dans le modèle analytique annihile le lien entre le mauvais état de santé de l'enfant et la maternité à l'adolescence, le type de famille et le revenu du ménage.

Asthme à la prime enfance

Selon l'ELNEJ, le diagnostic d'asthme a été posé chez 6 % des enfants de moins de trois ans au Canada en 1994-1995. On observe un lien entre la prévalence de l'asthme et les caractéristiques biologiques et sociales de l'enfant et de la mère.

L'asthme est particulièrement courant chez les enfants dont la mère est asthmatique (15 %) (tableau 2, tableau C en annexe). Sa prévalence est également élevée chez les enfants nés prématurément dont le poids de naissance était faible ou chez ceux dont la mère était adolescente au moment de l'accouchement (11 % et 10 %, respectivement). On note aussi un lien entre l'âge de l'enfant et l'asthme : le diagnostic de cette maladie avait été posé chez 8 % des enfants de deux ans, mais chez seulement 2 % des enfants de moins d'un an. Une plus forte proportion de garçons que de filles (7 % contre 4 %) souffrent d'asthme. Le faible niveau de scolarité de la mère, le tabagisme de la mère, l'appartenance à une famille monoparentale et le faible revenu du ménage sont des facteurs qui ont aussi tendance à être associés à une incidence élevée d'asthme.

Comme dans le cas de l'état de santé général, nombre de ces facteurs sociaux sont interdépendants. Pourtant, même si l'on tient compte de ces effets confusionnels éventuels, la cote exprimant le risque de faire de l'asthme chez les enfants dont la mère est asthmatique demeure trois fois plus élevée que pour les enfants dont la mère ne l'est pas.

Le lien entre l'asthme et la prématurité avec faible poids de naissance persiste aussi, la cote exprimant le risque d'être asthmatique étant deux fois plus élevée pour cette catégorie d'enfants que pour ceux nés à terme en présentant un poids de naissance normal. La cote exprimant le risque qu'on pose un diagnostic d'asthme n'est pas significativement plus élevée pour les enfants nés à terme mais présentant un faible poids de naissance ou pour les prématurés de poids de naissance normal que pour les autres enfants.

Un lien significatif existe entre le niveau de scolarité de la mère et le diagnostic d'asthme chez l'enfant. Si l'on maintient constants les autres

Tableau 2
Asthme chez l'enfant de moins de trois ans, prévalence et rapport corrigé de cotes, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Prévalence	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 99 %
	%		
Caractéristiques de l'enfant			
Issue de la grossesse			
Prématuré de faible poids de naissance	11,3	2,1**	1,2, 3,6
Enfant à terme de faible poids de naissance	3,6	0,6	0,2, 2,6
Prématuré de poids de naissance normal			
Enfant à terme de poids de naissance normal†	4,9	0,8	0,4, 1,5
5,5	1,0	...	
Âge			
Moins d'un an†	2,1	1,0	...
Un an	6,3	3,1**	1,9, 5,0
Deux ans	8,4	4,4**	2,8, 7,0
Sexe			
Garçons†	7,1	1,8**	1,3, 2,5
Filles	4,1	1,0	...
Caractéristiques de la mère			
Asthmatique			
Oui	14,8	3,2**	2,0, 5,0
Non†	5,2	1,0	...
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires			
7,9	1,7**	1,0, 2,8	
Diplôme d'études secondaires/certaines études postsecondaires			
6,2	1,4	0,9, 1,9	
Diplôme d'études postsecondaires†			
4,2	1,0	...	
Comportement à l'égard du tabac			
Fume chaque jour			
7,7	1,3	0,9, 1,8	
Fume à l'occasion			
3,5	0,7	0,3, 1,7	
Non-fumeuse†			
5,1	1,0	...	
Âge à la naissance de l'enfant			
Moins de 20 ans			
9,9	1,1	0,6, 2,3	
De 20 à 24 ans			
5,4	0,8	0,5, 1,2	
De 25 à 34 ans†			
5,9	1,0	...	
35 ans et plus			
3,5	0,7	0,4, 1,1	
Caractéristiques du ménage			
Type de famille			
Mère seule			
8,2	1,1	0,7, 1,7	
Famille biparentale†			
5,3	1,0	...	
Revenu			
Faible			
7,4	1,0	0,5, 1,8	
Moyen			
5,3	1,0	0,6, 1,6	
Élevé†			
4,7	1,0	...	

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995

Nota : L'analyse multivariée porte sur 5 810 enfants de moins de trois ans dont les mères ont fourni des renseignements sur toutes les variables du modèle. Seuls les résultats pour lesquels la valeur de *p* est inférieure à 0,01 (au lieu de 0,05) sont significatifs, afin de tenir compte en partie des estimations plus grandes de la variance que l'on aurait obtenues si on avait entièrement tenu compte du plan de sondage. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,0 sont significatifs.

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

** *p* < 0,01

... N'ayant pas lieu de figurer

facteurs, la cote exprimant le risque de faire de l'asthme est 1,7 fois plus élevée pour les enfants dont la mère n'a pas terminé ses études secondaires que pour ceux dont la mère est titulaire d'un diplôme d'études postsecondaires.

Comme l'ont montré des études antérieures⁴⁵⁻⁴⁷, il y a un lien étroit entre l'asthme et le sexe de l'enfant. Même si l'on tient compte des effets des autres variables, la cote exprimant le risque de faire de l'asthme est 1,8 fois plus élevée pour les garçons que pour les filles.

Bien que la cote exprimant le risque de faire de l'asthme soit plus élevée pour les enfants dont la mère fume que pour ceux dont la mère ne fume pas, l'écart n'est pas statistiquement significatif quand on tient compte de l'effet d'autres facteurs. Il en est de même du lien entre le type de famille ou le revenu du ménage et l'asthme chez l'enfant.

Autres problèmes de santé

Hormis l'état de santé de la mère, la prématurité avec faible poids de naissance est le facteur qui se dégage le plus régulièrement comme étant associé à l'état de santé général de l'enfant et à la manifestation d'asthme chez ce dernier. En outre, selon les données de l'ELNEJ de 1994-1995, la prématurité avec faible poids de naissance a également un effet persistant et indépendant sur d'autres aspects de la santé de l'enfant (tableau 3).

Par exemple, la cote exprimant le risque de présenter une limitation des activités est environ sept fois plus élevée pour les enfants nés prématurément qui avaient un faible poids de naissance que pour ceux nés à terme à un poids normal. Cette observation tient toujours après que l'on ait tenu compte des effets de l'âge et du sexe de l'enfant, de l'état de santé de la mère, de son niveau de scolarité, de son comportement à l'égard du tabac et de son âge au moment de l'accouchement, ainsi que du type de famille et du revenu du ménage. En outre, la cote exprimant le risque que les enfants prématurés dont le poids de naissance était faible aient une bronchite ou des infections fréquentes du nez ou de la gorge est nettement plus élevée. Les enfants nés prématurément, mais dont le poids de naissance était normal, courent aussi un risque plus

grand de faire fréquemment des infections du nez ou de la gorge. Enfin, la cote exprimant le risque d'avoir subi une blessure l'année précédente est significativement plus élevée pour les enfants nés à terme mais dont le poids de naissance était faible.

Étant donné la prévalence des problèmes de santé chez les prématurés de faible poids de naissance, la cote exprimant le risque que ces bébés soient examinés fréquemment par un médecin, qu'ils prennent régulièrement des médicaments prescrits ou qu'ils soient hospitalisés est plus élevée qu'elle ne l'est chez les enfants nés à terme à un poids normal. Cependant, la cote exprimant le risque de recourir aux services de santé n'est pas significativement plus élevée pour les enfants nés à terme dont le poids de naissance était faible ou pour les prématurés dont le poids de naissance était normal que pour les autres.

Conséquences

De toute évidence, le risque d'être en mauvaise santé est généralement plus élevé pour les prématurés dont le poids de naissance est faible que pour les enfants nés à terme à un poids normal. Selon les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1994-1995, un nombre considérable d'enfants de moins de trois ans étaient des prématurés de faible poids de naissance (environ 41 000). De plus, l'incidence du faible poids de naissance et, plus particulièrement, de la prématurité a à peine diminué ces dernières années⁴⁸⁻⁵⁰.

Selon certains spécialistes, le milieu fœtal pourrait modifier de façon permanente ou « programmer » la structure et le fonctionnement de l'organisme et avoir une influence profonde sur la susceptibilité à la maladie durant l'enfance et plus tard dans la vie^{14,51}. Certains attribuent la plus grande vulnérabilité des prématurés de faible poids de naissance à de

Tableau 3

Certains problèmes de santé et recours à certains services de santé chez l'enfant de moins de trois ans, prévalence et rapport corrigé de cotes, selon l'âge gestationnel et le poids de naissance, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Prématuré de faible poids de naissance			Enfant à terme de faible poids de naissance			Prématuré de poids de naissance normal			Enfant à terme de poids de naissance normal [†]		
	Report corrigé de cotes %	Intervalle de confiance de 99 %		Report corrigé de cotes %	Intervalle de confiance de 99 %		Report corrigé de cotes %	Intervalle de confiance de 99 %		Report corrigé de cotes %	Intervalle de confiance de 99 %	
Bronchite	5,3	2,3**	1,0, 5,0	2,9	1,1	0,2, 5,6	2,2	0,8	0,3, 2,1	2,3	1,0	...
Infections fréquentes du nez ou de la gorge	10,1	2,4**	1,3, 4,3	1,0	0,2	0,0, 2,9	8,6	1,9**	1,1, 3,3	4,4	1,0	...
Toute blessure	8,0	1,2	0,6, 2,3	17,6	3,1**	1,5, 6,5	9,8	1,3	0,8, 2,1	6,9	1,0	...
Toute limitation de longue durée des activités	12,4	6,8**	3,8, 12,3	3,6	1,9	0,5, 8,1	2,0	1,1	0,4, 3,2	1,9	1,0	...
Examen fréquent par un médecin ou un pédiatre	41,5	1,6**	1,1, 2,3	30,3	1,0	0,5, 1,7	37,7	1,3	0,9, 1,8	31,6	1,0	...
Prise régulière de médicaments prescrits	16,4	2,7**	1,7, 4,4	3,6	0,5	0,1, 2,1	9,0	1,3	0,8, 2,2	6,7	1,0	...
Séjour d'une nuit à l'hôpital l'année précédente	19,7	2,4**	1,5, 3,8	6,7	0,7	0,2, 2,0	12,7	1,4	0,9, 2,1	9,1	1,0	...

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995

Nota : Les rapports de cotes sont corrigés pour tenir compte des effets de l'âge et du sexe de l'enfant, de l'état de santé, du niveau de scolarité et du comportement de la mère à l'égard du tabac, de l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, du type de famille et du revenu du ménage. Les analyses multivariées portent sur 5 810 enfants de moins de trois ans dont les mères ont fourni des renseignements sur toutes les variables du modèle. Seuls les résultats pour lesquels la valeur de *p* est inférieure à 0,01 (au lieu de 0,05) sont significatifs, afin de tenir compte en partie des estimations plus grandes de la variance que l'on aurait obtenues si on avait entièrement tenu compte du plan de sondage. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,0 sont significatifs.

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

** *p* < 0,01

... N'ayant pas lieu de figurer

Limites

L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes a recueilli des renseignements sur l'âge gestationnel et le poids de naissance uniquement pour les enfants de moins de trois ans. Les déclarations concernant les deux variables, particulièrement la première, pourraient être entachées d'une erreur de mémoire ou d'erreurs tenant au manque d'exactitude de l'évaluation^{2,52}. Restreindre l'analyse aux renseignements fournis par les mères biologiques réduit sans doute la fréquence de ces erreurs. Cependant, les enfants dont le poids de naissance est faible courent un plus grand risque que les autres d'être placés en établissement de soins⁵. Par conséquent, comme l'étude se fonde sur des données recueillies auprès de la population à domicile, les effets de la prématurité avec faible poids de naissance sur la santé subséquente de l'enfant pourraient être sous-estimés.

Les études portant sur la santé des bébés de faible poids de naissance ont jusqu'ici mis l'accent sur ceux dont le poids de naissance était très faible (moins de 1 500 g) et sur les prématurés présentant un retard de croissance intra-utérin^{3,4,53}. La prématurité et le retard de croissance intra-utérin, qui sont deux composantes du faible poids de naissance, peuvent avoir des répercussions différentes sur la santé de l'enfant^{10,54}. Cependant, la taille des échantillons de l'ELNEJ était trop faible pour produire des estimations fiables; la présente analyse n'a par conséquent pas poussé la ventilation du faible poids de naissance plus loin que 2 500 g. Bien que l'interaction de la prématurité et du retard de croissance intra-utérin fasse augmenter de façon disproportionnée la cote exprimant le risque de problèmes de santé, les résultats ne sont pas présentés compte tenu de la petite taille de l'échantillon.

Tous les renseignements sur la santé de l'enfant ont été fournis par la mère; aucune vérification clinique indépendante de l'existence ou de l'absence des problèmes de santé n'a eu lieu. Aucun renseignement n'a été recueilli sur la gravité de l'asthme ou des autres problèmes de santé mentionnés. La nécessité de restreindre l'analyse aux enfants de moins de trois ans peut en outre avoir biaisé l'étude des taux d'asthme, car la probabilité de poser un diagnostic erroné est plus forte chez ces enfants. Il arrive en effet qu'on confonde parfois l'asthme avec d'autres problèmes respiratoires, comme la bronchiolite.

La réticence de certaines mères à déclarer un comportement nuisible, notamment l'usage du tabac, pourrait expliquer le lien moins implicite observé entre le tabagisme de la mère et l'asthme chez l'enfant.

Enfin, certaines questions de l'ELNEJ portaient sur d'autres problèmes de santé, comme l'épilepsie, la paralysie cérébrale, la maladie rénale et l'incapacité mentale. Cependant, pour les enfants de moins de trois ans, la taille de l'échantillon pour chacun de ces problèmes de santé était trop faible pour qu'on puisse les examiner individuellement.

possibles anomalies ou dysfonctions structurelles (comme le retard de développement de l'appareil respiratoire), à des malformations congénitales, à l'état de mort apparente du nouveau-né ou aux complications néonatales de la prématurité^{4,6,7,15,55}.

Le niveau de scolarité de la mère a en outre un effet important sur la manifestation de l'asthme chez l'enfant. C'est ce qu'on observe avoir corrigé les résultats pour tenir compte de l'effet de l'asthme, ainsi que du tabagisme chez la mère, du type de famille, du revenu du ménage et de la maternité à l'adolescence. Le lien entre le faible niveau de scolarité de la mère et le mauvais état de santé du jeune enfant pourrait tenir en partie « à l'ignorance et aux attitudes et comportements nuisibles à la santé de la mère »⁵⁶.

D'autres facteurs pourraient, selon l'analyse, être à l'origine du lien entre le revenu du ménage et la santé de l'enfant. Les observations d'une étude antérieure à cet égard sont pertinentes : [TRADUCTION] « Certaines caractéristiques parentales, comme l'âge, l'état matrimonial, l'état de santé, le niveau de scolarité... peuvent prédisposer l'enfant à la pauvreté et à la mauvaise santé. Le manque de compétence, de temps, de dévouement ou de connaissances des parents peut donc avoir un effet indésirable sur la santé de l'enfant. Par exemple, des parents pauvres souffrant de problèmes de santé chroniques pourraient avoir moins de temps et d'énergie pour prodiguer la surveillance et les soins appropriés à leurs enfants. Les parents seuls pourraient ne pas être capables de gagner leur vie tout en prenant soin de leurs enfants comme il convient. Les parents adolescents sont ordinairement pauvres et manquent parfois de maturité. Les parents dont la scolarité est limitée[...] pourraient ne pas savoir comment prendre soin de leurs enfants ou ne pas comprendre le fonctionnement du système de santé³⁸. »

Même quand on tient compte des effets de l'issue de la grossesse ou d'autres facteurs sociaux, on constate que les enfants dont la mère fume quotidiennement courent un plus grand risque d'être en mauvaise santé que ceux dont la mère ne fume pas. Protéger les enfants contre l'exposition passive à la fumée de tabac dans leur foyer représente un

problème important de santé publique⁵⁷⁻⁵⁹. Au Canada, la prise de conscience de l'importance qu'il y a à grandir dans un foyer sans fumée n'a cessé d'augmenter de 1992 à 1996, même si en 1996, la plupart (80 %) des enfants dont les parents sont des fumeurs ne vivaient pas encore dans un foyer sans fumée⁵⁹.

Les données de l'ELNEJ donnent à penser qu'on ne peut compartimenter les efforts déployés en vue d'améliorer la santé de l'enfant. L'issue de la grossesse influe certes beaucoup sur la santé durant la prime enfance, mais l'état de santé de la mère a aussi des conséquences. Ainsi, la présente analyse suggère que les efforts destinés à améliorer la santé de l'enfant devraient être de portée générale. Au lieu d'étudier la santé de l'enfant isolément, il faut l'examiner dans le contexte de la santé des autres membres de la famille⁴⁸.

Les résultats de la présente analyse soulignent les répercussions importantes de l'issue de la grossesse et des facteurs sociaux sur la santé du jeune enfant¹¹. Créer un environnement salubre pour l'enfant durant la grossesse et les premières années de la vie est un défi que l'on ne pourra relever que si les parents, les organismes communautaires, les représentants du système d'éducation et les professionnels de la santé unissent leurs efforts. ●

Références

1. M.C. McCormick, « The outcomes of very low birthweight infants: are we asking the right questions? », *Pediatrics*, 99(6), 1997, p. 869-876.
2. M. Hack, N.K. Klein et H.G. Taylor, « Long-term developmental outcomes of low birth weight infants », *The Future of Children*, 5(1), 1995, p. 176-196.
3. P.J. McGauhey, B. Starfield, C. Alexander *et al.*, « Social environment and vulnerability of low birth weight children: a social epidemiological perspective », *Pediatrics*, 88(5), 1991, p. 943-953.
4. G.P. Aylward, S.I. Pfeiffer, A. Wright *et al.*, « Outcome studies of low birth weight infants published in the last decade: a meta-analysis », *The Journal of Pediatrics*, 115(4), 1989, p. 515-520.
5. M.D. Overpeck, A.J. Moss, H.J. Hoffman *et al.*, « A comparison of the childhood health status of normal birth weight and low birth weight infants », *Public Health Reports*, 104(1), 1989, p. 58-70.
6. S. Shaheen, « The beginnings of chronic airflow obstruction », *British Medical Bulletin*, 53(1), 1997, p. 58-70.
7. M.C. McCormick, « The contribution of low birth weight to infant mortality and childhood morbidity », *New England Journal of Medicine*, 312(2), 1985, p. 82-90.
8. J. Kline, Z. Stein et M. Susser, *Conception to Birth: Epidemiology of Prenatal Development*, New York: Oxford University Press Inc., 1989, p. 182-183.
9. A.M. Schreuder, S. Veen, M.H. Ens-Dokkum *et al.*, « Standardized method of follow-up assessment of preterm infants at the age of 5 years: use of the WHO classification of impairments, disabilities and handicaps », *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 1992, 6, p. 363-380.
10. M.S. Kramer, « Determinants of low birthweight: methodological assessment and meta-analysis », *Bulletin of l'Organisation mondiale de la santé*, 65(5), 1987, p. 663-737.
11. M.H. Ens-Dokkum, A.M. Schreuder, S.Veen *et al.*, « Evaluation of care for preterm infants: review of literature on follow-up of preterm and low birthweight infants. Report from the collaborative project on preterm and small for gestational age infants (POPS) in the Netherlands », *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 6(4), 1992, p. 434-459.
12. M.E.J. Wadsworth, « Health inequalities in the life course perspective », *Social Science and Medicine*, 44(6), 1997, p. 859-869.
13. Comité consultatif fédéral-provincial-territorial sur la santé de la population, *Stratégies d'amélioration de la santé de la population : Investir dans la santé des Canadiens* (n° H39-316/1994F au catalogue), ministre des Approvisionnements et Services, Ottawa, 1994.
14. D.J.P. Barker, « Fetal nutrition and cardiovascular disease in later life », *British Medical Bulletin*, 53(1), 1997, p. 96-108.
15. Forum national sur la santé, *La santé au Canada, un héritage à faire fructifier, Volume 1, Rapport final du forum national sur la santé* (n° H21-126/5-1-1997F au catalogue), Ottawa, ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux, 1997.
16. Conseil national du bien-être social, *Parents en santé et bébés en santé : rapport*, (n° H68-42/1997F au catalogue), ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux, Ottawa, 1997.
17. B. Greene (s. la dir. de), *Canada's Children: Investing in our Future, Report of the Sub-Committee on Poverty of the Commons Standing Committee on Health and Welfare, Social Affairs, Seniors and the Status of Women*, Ottawa, Approvisionnement et services Canada, 1998.
18. N.S. Paneth, « The problem of low birth weight », *The Future of Children*, 5(1), 1995, p. 19-34.
19. C. Colin, *Naître égaux et en santé*, Gouvernement du Québec, ministère de la Santé et des Services sociaux, Montréal, 1989.
20. R. Wilkins, G.J. Sherman et P.A.F. Best, « Issues de grossesse défavorables et mortalité infantile selon le revenu dans les régions urbaines du Canada en 1986 », *Rapports sur la santé*, 3(1), 1991, p. 7-31 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
21. W.J. Millar et J. Chen, « Niveau de scolarité de la mère et facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin », *Rapports sur la santé*, 10(2), 1998, p. 47-56 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

22. J. Chen, M. Fair, R. Wilkins *et al.*, « Niveau de scolarité de la mère et mortalité fœtale et infantile au Québec », *Rapports sur la santé*, 10(2), 1998, p. 57-69 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
23. Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, *Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes : manuel des micro-données de l'utilisateur*; Statistique Canada, Ottawa, 1997.
24. Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, *Grandir au Canada, Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes* (n° 89-550-MPF, n° 1 au catalogue), ministre de l'Industrie, Ottawa, 1996.
25. S.H. Scholle, L. Whiteside, K. Kelleher *et al.*, « Health status of preterm low-birth-weight infants: Comparisons of maternal reports », *Archives of Pediatric and Adolescent Medicine*, 149(12), 1995, p. 1351-1357.
26. M.C. McCormick, J. Brooks-Gunn, K. Workman-Daniels *et al.*, « Maternal rating of child health at school age: Does the vulnerable child syndrome persist? », *Pediatrics*, 92(3), 1993, p. 380-388.
27. M. Weitzman, S. Gortmaker et A. Sobol, « Racial, social, and environmental risks for childhood asthma », *American Journal of Diseases of Children*, 144(11), 1990, p. 1189-1194.
28. N. Halfon et P.W. Newacheck, « Childhood asthma and poverty: Differential impacts and utilization of health services », *Pediatrics*, 91(1), 1993, p. 56-61.
29. C.M. Brown, H.A. Anderson, R.A. Etzel, « Asthma. The states' challenge », *Public Health Reports*, 112(3), 1997, p. 198-205.
30. A. Mielck, P. Reitmeir et M. Wjst, « Severity of childhood asthma by socioeconomic status », *International Journal of Epidemiology*, 25(2), 1996, p. 388-393.
31. G.R. Bloomberg et R. C. Strunk, « Crisis in asthma care », *Pediatric Clinics of North America*, 39(6), 1998, p. 1225-1241.
32. B.R. Bhat, S. Friedman et S. Adimoolam, « Study of social, educational, environmental and cultural aspects of childhood asthma in clinic and private patients in the city of New York », *Annals of Allergy*, 41(2), 1978, p. 89-92.
33. J. Schwartz, D. Gold, D.W. Dockery *et al.*, « Predictors of asthma and persistent wheeze in a national sample of children in the United States: Association with social class, perinatal events and race », *American Review of Respiratory Disease*, 142(3), 1990, p. 555-562.
34. N.M. Morris, « The biological advantages and social disadvantages of teenage pregnancy », *American Journal of Public Health*, 71(8), 1981, p. 796.
35. C. Infante-Rivard, « Young maternal age: a risk factor for childhood asthma? », *Epidemiology*, 6(2), 1995, p. 178-180.
36. U.S. Department of Health and Human Services, *Preventing Tobacco Use among Young People, A Report of the Surgeon General* (S/N 017-001-00491-0), Washington, D.C.: Superintendent of Documents, U.S. Government Printing Office, 1994.
37. J.L. Aber, N.G. Bennett, D.C. Conley *et al.*, « The effects of poverty on child health and development », *Annual Review of Public Health*, 18, 1997, p. 463-483.
38. C.P. Shah, M. Kahan et J. Krauser, « The health of children of low-income families », *Journal de l'Association canadienne médicale*, 137(15), 1987, p. 485-490.
39. I.J.M. Doull et S.T. Holgate, « Asthma: early predisposing factors », *British Medical Bulletin*, 53(1), 1997, p. 71-80.
40. M.R. Sears, M.D. Holdaway, E.M. Flannery *et al.*, « Parental and neonatal risk factors for atopy, airway hyperresponsiveness, and asthma », *Archives of Disease in Childhood*, 75(5), 1996, p. 392-398.
41. J. Cunningham, D.W. Dockery et F.E. Speizer, « Race, asthma and persistent wheeze in Philadelphia school children », *American Journal of Public Health*, 86(10), 1996, p. 1406-1409.
42. C. Hertzman et M. Wiens, « Child development and long-term outcomes: a population health perspective and summary of successful interventions », *Social Science and Medicine*, 43(7), 1996, p. 1083-1095.
43. M.D. Dooly, L. Curtis, E.L. Lipman *et al.*, « Child health and family socioeconomic status », *Policy Options*, septembre 1998, p. 13-18.
44. M.J. Coiro, N. Zill et B. Bloom, *Health of Our Nation's Children*, Vital Health Stat, 10(191), Washington, D.C., National Center for Health Statistics, 1994.
45. W.J. Millar et G.B. Hill, « L'asthme chez l'enfant », *Rapports sur la santé*, 10(3), 1998, p. 9-22 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
46. R.E. Dales, M. Raizenne, S. El-Saadany *et al.*, « Prevalence of childhood asthma across Canada », *International Journal of Epidemiology*, 23(4), 1994, p. 775-781.
47. H.R. Anderson, M.J. Bland et C.S. Peckham, « Risk factors for asthma up to 16 years of age. Evidence from a National Cohort Study », *Chest*, 91(6), supplément, 1987, p. 127s-130s.
48. J.S. Haas et M.C. McCormick, « Hospital use and health status of women during the 5 years following the birth of a premature, low-birthweight infant », *American Journal of Public Health*, 87(7), 1997, p. 1151-1155.
49. M.S. Kramer, R. Platt, H. Yang *et al.*, « Secular trends in preterm birth: a hospital-based cohort study », *Journal of the American Medical Association*, 280(21), 1998, 1849-1854.
50. K.S. Joseph, M.S. Kramer, S. Marcoux *et al.*, « Determinants of preterm birth rates in Canada from 1981 through 1983 and from 1992 through 1994 », *The New England Journal of Medicine*, 339(20), 1998, p. 1434-1439.
51. R.S. Strauss, « Effects of the intrauterine environment on childhood growth », *British Medical Bulletin*, 53(1), 1997, p. 81-95.
52. H.K. Gjessing, R. Skjaerven et A.J. Wilcox, « Errors in gestational age: evidence of bleeding early in pregnancy », *American Journal of Public Health*, 89(2), 1999, p. 213-218.
53. I.C. Pena, A.J. Teberg et K.M. Finello, « The premature small-for-gestational-age infant during the first year of life: Comparison by birth weight and gestational age », *The Journal of Pediatrics*, 113(6), 1988, p. 1066-1073.
54. J.L. Kiely et M. Susser (éditorial), « Preterm birth, intrauterine growth retardation, and perinatal mortality », *American Journal of Public Health*, 82(3), 1992, p. 343-344.
55. W.J. Morgan et F.D. Martinez, « Risk factors for developing wheezing and asthma in childhood », *Pediatric Clinics of North America*, 39(6), 1992, p. 1185-1203.

56. N. Zill, « Parental schooling and children's health », *Public Health Reports*, 111(1), 1996, p. 34-43.
57. U.S. Department of Health and Human Services, *The Health Consequences of Involuntary Smoking: A Report of the Surgeon General* (DHHS n° de publication 90-8416), Washington D.C., Superintendent of Documents, U.S. Government Printing Office, 1986.
58. J.R. DiFranza et R.A. Lew, « Morbidity and mortality in children associated with the use of tobacco products by other people », *Pediatrics*, 97(4), 1996, p. 560-568.
59. M.J. Ashley, J. Cohen, R. Ferrence *et al.*, « Smoking in the home: changing attitudes and current practices », *American Journal of Public Health*, 88(5), 1998, p. 797-800.

Annexe

Tableau A
Répartition de certaines caractéristiques chez les enfants de moins de trois ans, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Taille de l'échantillon	Population estimative en milliers	% du total†
Total	5 888	1 006	100
Caractéristiques de l'enfant			
Issue de la grossesse			
Prématuré de faible poids de naissance	232	41	4
Enfant à terme de faible poids de naissance	104	17	2
Prématuré de poids de naissance normal	340	58	6
Enfant à terme de poids de naissance normal	5 164	880	87
Situation inconnue	48	11	1
Âge			
Moins d'un an	1 992	329	33
Un an	2 175	330	33
Deux ans	1 721	348	35
Sexe			
Garçons	2 976	512	51
Filles	2 912	494	49
Caractéristiques de la mère			
État de santé			
Mauvais/passable	207	31	3
Bon/très bon/excellent	5 655	972	97
Situation inconnue	26	4	--
Asthmatique			
Oui	369	54	5
Non	5 506	952	95
Situation inconnue	13	1	--
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires	967	158	16
Diplôme d'études secondaires/certaines études postsecondaires	2 693	440	44
Diplôme d'études postsecondaires	2 214	407	40
Situation inconnue	14	1	--
Situation à l'égard du tabac			
Fume chaque jour	1 672	264	26
Fume à l'occasion	319	47	5
Non-fumeuse	3 868	692	69
Situation inconnue	29	4	--
Âge à la naissance de l'enfant			
Moins de 20 ans	238	36	4
De 20 à 24 ans	1 123	165	16
De 25 à 34 ans	3 889	671	67
35 ans et plus	638	135	13
Caractéristiques du ménage			
Type de famille			
Mère seule	770	143	14
Famille biparentale	5 116	863	86
Situation inconnue	2	--	--
Revenu			
Faible	1 289	202	20
Moyen	3 981	663	66
Élevé	618	141	14

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995

† Les données ayant été arrondies, leurs sommes pourraient ne pas être égales aux totaux.

-- Nombres infimes

Tableau B
Mauvais état de santé chez l'enfant de moins de trois ans, rapport non corrigé de cotes selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Rapport non corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 99 %
Caractéristiques de l'enfant		
Issue de la grossesse		
Prématuré de faible poids de naissance	3,4**	1,7, 7,1
Enfant à terme de faible poids de naissance	2,2	0,6, 8,3
Prématuré de poids de naissance normal	1,1	0,4, 3,0
Enfant à terme de poids de naissance normal†	1,0	...
Âge		
Moins d'un an†	1,0	...
Un an	1,5	0,8, 2,9
Deux ans	2,1**	1,2, 3,9
Sexe		
Garçons	1,3	0,8, 2,1
Filles†	1,0	...
Caractéristiques de la mère		
État de santé		
Mauvais/passable	6,5**	3,4, 12,5
Bon/très bon/excellent†	1,0	...
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires	2,9**	1,5, 5,7
Diplôme d'études secondaires/certaines études postsecondaires	2,1**	1,2, 3,8
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	...
Situation à l'égard du tabac		
Fume chaque jour	2,8**	1,7, 4,5
Fume à l'occasion	1,2	0,4, 4,2
Non-fumeuse†	1,0	...
Âge à la naissance de l'enfant		
Moins de 20 ans	2,1	0,8, 5,3
De 20 à 24 ans	1,1	0,6, 2,1
De 25 à 34 ans†	1,0	...
35 ans et plus	1,1	0,6, 2,2
Caractéristiques du ménage		
Type de famille		
Mère seule	2,6**	1,5, 4,3
Famille biparentale†	1,0	...
Revenu		
Faible	2,2	1,0, 4,7
Moyen	1,0	0,5, 2,1
Élevé†	1,0	...

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995

Nota : La taille des échantillons des analyses variait entre 5 840 et 5 888 enfants de moins de trois ans. Seuls les résultats pour lesquels la valeur de p est inférieure à 0,01 (au lieu de 0,05) sont significatifs, afin de tenir compte en partie des estimations plus grandes de la variance que l'on aurait obtenues si on avait entièrement tenu compte du plan de sondage.

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

** p < 0,01

... N'ayant pas lieu de figurer

Tableau C
Asthme chez l'enfant de moins de trois ans, rapport non corrigé de cotes selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Rapport non corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 99 %
Caractéristiques de l'enfant		
Issue de la grossesse		
Prématuré de faible poids de naissance	2,2**	1,3, 3,8
Enfant à terme de faible poids de naissance	0,6	0,2, 2,6
Prématuré de poids de naissance normal	0,9	0,5, 1,7
Enfant à terme de poids de naissance normal†	1,0	...
Âge		
Moins d'un an†	1,0	...
Un an	3,1**	1,9, 4,9
Deux ans	4,2**	2,7, 6,6
Sexe		
Garçons	1,8**	1,3, 2,4
Filles†	1,0	...
Caractéristiques de la mère		
Asthmatique		
Oui	3,2**	2,1, 4,9
Non†	1,0	...
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires	2,0**	1,3, 2,9
Diplôme d'études secondaires/certaines études postsecondaires	1,5**	1,1, 2,1
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	...
Situation à l'égard du tabac		
Fume chaque jour	1,6**	1,1, 2,1
Fume à l'occasion	0,7	0,3, 1,6
Non-fumeuse†	1,0	...
Âge à la naissance de l'enfant		
Moins de 20 ans	1,7	0,9, 3,2
De 20 à 24 ans	0,9	0,6, 1,4
De 25 à 34 ans†	1,0	...
35 ans et plus	0,6**	0,3, 1,0
Caractéristiques du ménage		
Type de famille		
Mère seule	1,6**	1,1, 2,3
Famille biparentale†	1,0	...
Revenu		
Faible	1,6	1,0, 2,7
Moyen	1,1	0,7, 1,8
Élevé†	1,0	...

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995

Nota : La taille des échantillons des analyses variait entre 5 840 et 5 888 enfants de moins de trois ans. Seuls les résultats pour lesquels la valeur de p est inférieure à 0,01 (au lieu de 0,05) sont significatifs, afin de tenir compte en partie des estimations plus grandes de la variance que l'on aurait obtenues si on avait entièrement tenu compte du plan de sondage. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,0 sont significatifs.

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

** $p < 0,01$

... N'ayant pas lieu de figurer

Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale

Larry Swain, Gary Catlin et Marie P. Beaudet

Résumé

Objectifs

Le présent article expose certains avantages qu'offrent les données recueillies auprès d'un panel longitudinal, ainsi que certains défis que pose la collecte de ces données, en prenant pour exemple l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP).

Source des données

L'ENSP permet de recueillir des données transversales et longitudinales auprès d'un échantillon de personnes sélectionnées au hasard. Les membres de l'échantillon longitudinal se prêteront à une entrevue tous les deux ans pendant une période allant jusqu'à 20 ans. Deux cycles ont été exécutés jusqu'à présent : le cycle 1 en 1994-1995 et le cycle 2 en 1996-1997.

Sommaire

Quelques résultats de l'ENSP illustrent dans un premier temps les avantages des données longitudinales. L'article donne ensuite un aperçu du contenu du questionnaire, des méthodes de collecte des données et enchaîne en décrivant le plan d'échantillonnage. Un sommaire des taux de réponse est ensuite présenté, suivi d'une discussion des méthodes utilisées pour maintenir ces taux et pour corriger les poids d'échantillonnage afin de réduire le biais dû à la non-réponse. Enfin, certaines questions sont soulevées en ce qui concerne la nature confidentielle des renseignements, la diffusion des données, les incohérences de déclaration, la déclaration par personne interposée et la modification des conventions de codage.

Mots-clés

Enquêtes-santé, études longitudinales.

Auteurs

Larry Swain (613) 951-8569; swailar@statcan.ca, Gary Catlin (613) 951-8571; catlgar@statcan.ca, et Marie P. Beaudet (613) 951-7025; beaumar@statcan.ca travaillent à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa K1A 0T6.

Certains problèmes de santé ont une relation de cause à effet bien évidente. Ainsi, l'exposition à un virus peut provoquer un accès de grippe.

Un accident de la circulation peut, quant à lui, causer des fractures. Cependant, dans la plupart des cas, le lien entre la cause et l'effet est loin d'être aussi manifeste. Par exemple, les personnes dont le niveau de scolarité et le revenu sont élevés ont tendance à être en meilleure santé que celles dont le niveau de scolarité et le revenu sont plus faibles. Mais est-ce le statut socioéconomique élevé qui permet de vivre dans des conditions propices à un bon état de santé ou est-ce cet état de santé qui permet à une personne d'atteindre un statut socioéconomique de haut niveau?

Habituellement, les efforts en vue de répondre à ce genre de questions s'appuient sur des enquêtes transversales qui fournissent des renseignements sur les situations qui prévalent à un point précis dans le temps. On fait donc des

Le présent article s'inspire de la communication intitulée The National Population Health Survey : Its Longitudinal Nature, présentée par Larry Swain et Gary Catlin à la conférence conjointe de l'AISE/AISO tenue en septembre 1998 sous le thème Statistics for Economic and Social Development.

inférences quant aux effets de certaines caractéristiques sur la santé en comparant les groupes qui présentent et qui ne présentent pas les caractéristiques étudiées. Toutefois, au lieu de recueillir des renseignements à divers intervalles auprès de personnes différentes en réalisant plusieurs enquêtes transversales, il serait préférable d'interroger les mêmes personnes à plusieurs reprises afin de déceler les modifications de leurs caractéristiques au fil du temps et de voir si ces modifications sont associées à des changements de leur état de santé (enquête par panel). Même à l'aide de données longitudinales de ce genre, la relation de causalité demeure difficile à cerner, mais les preuves sont plus convaincantes puisqu'on possède certains renseignements sur l'enchaînement des événements. Les données empiriques et théoriques existantes doivent malgré tout orienter les travaux de recherche et l'interprétation des résultats.

L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) a été mise sur pied par Statistique Canada pour étudier la dynamique de la santé. Cette enquête est conçue pour recueillir des données transversales et longitudinales sur la santé physique et psychique des Canadiens et des Canadiennes et sur l'utilisation qu'ils font des services de santé. Les objectifs généraux sont les suivants ¹:

- fournir des données sur l'état de santé de la population et sur la relation entre celui-ci, d'une part, et l'utilisation des services de santé et les déterminants de la santé, d'autre part;
- recueillir des données sur les liens entre la santé et les facteurs économiques, sociaux, démographiques, professionnels et environnementaux;
- suivre un panel de personnes dans le temps pour refléter la dynamique de la santé et de la maladie;
- permettre de faire des liens entre les données de l'enquête et des données administratives courantes, dont les statistiques de l'état civil, les mesures environnementales, les variables communautaires et les données sur l'utilisation des services de santé.

Le présent article donne un aperçu du contenu et des méthodes de collecte des données de l'ENSP. On y décrit certaines stratégies méthodologiques et

opérationnelles particulières qu'il faut appliquer aux composantes longitudinale et transversale de l'enquête réalisée auprès des ménages dans les 10 provinces.

Le premier cycle de collecte de données a eu lieu en 1994-1995 et le deuxième, en 1996-1997. Le troisième a débuté en juin 1998 et se poursuivra jusqu'en juin 1999. Seules des données de deux cycles sont donc jusqu'ici disponibles pour l'analyse. Malgré cela, les résultats témoignent de la valeur unique des renseignements longitudinaux.

En deux ans seulement...

Certains facteurs physiques, sociaux et environnementaux ont sans doute sur la santé des effets qui ne se manifestent qu'après de nombreuses années. Pourtant, les données recueillies, après deux cycles seulement de l'ENSP, donnent à penser que certains de ces facteurs exercent une action importante^{2,3}.

Par exemple, deux ans seulement après le premier cycle, on constate les effets nocifs de l'usage du tabac. Chez les personnes qui n'avaient déclaré aucune limitation dans leurs activités en 1994-1995, la cote exprimant le risque d'être limité dans les activités de la vie quotidienne à cause d'une maladie respiratoire, d'une maladie cardiaque ou d'une autre maladie circulatoire est deux fois plus élevée pour les personnes qui fument régulièrement que pour celles qui n'ont jamais fumé. Cette observation persiste, même après avoir corrigé les données pour tenir compte des effets de l'âge, du sexe, du niveau de scolarité et du niveau de revenu du ménage. En outre, la cote exprimant le risque qu'une personne qui avait entre 45 et 84 ans en 1994-1995 soit décédée en 1996-1997 est deux fois plus élevée pour les fumeurs que pour les non-fumeurs.

Les problèmes de santé chroniques et les incapacités fonctionnelles sont en général plus fréquents chez les personnes âgées que chez les autres. Cependant, l'évolution n'a pas nécessairement lieu à sens unique. Parmi les personnes de 65 ans et plus qui présentaient un handicap physique en 1994-1995 et qui avaient à ce moment-là besoin d'aide pour se livrer à des activités comme préparer les repas ou faire les courses, une

sur cinq n'avait plus besoin de cette aide deux ans plus tard. On note aussi des améliorations de la capacité fonctionnelle chez certaines personnes âgées qui faisaient face à des limitations plus graves de l'activité et qui devaient compter sur d'autres pour des soins plus fondamentaux comme se laver, s'habiller ou manger.

Les données transversales donnent parfois l'impression d'une stabilité que ne confirme pas l'examen des données longitudinales. Ainsi, on estime qu'en 1994-1995, 2,4 % de la population de 18 ans et plus a reçu une certaine forme de soins à domicile financés par l'État. À 2,5 %, l'estimation calculée pour 1996-1997 est comparable. Cependant, 36 % seulement des personnes qui avaient reçu des soins en 1994-1995 en recevaient encore en 1996-1997. Presque la moitié d'entre elles (46 %) vivaient chez elles, mais ne recevaient plus de soins à domicile, 14 % étaient décédées et 4 % avaient été placées en établissement de soins.

Les données transversales indiquent que la prévalence du tabagisme diminue chez les personnes de 15 ans et plus, étant passée de 31 % en 1994-1995 à 29 % en 1996-1997. Toutefois, les données longitudinales renseignent sur les changements qui sous-tendent cette diminution globale. Selon ces données, 6 % de la population qui ne fumait pas en 1994-1995 avait commencé à fumer pour la première fois ou avait recommencé à fumer en 1996-1997. En revanche, 14 % des personnes qui fumaient en 1994-1995 avaient renoncé au tabac en 1996-1997.

Ces premiers résultats témoignent de la valeur des données que l'on peut tirer d'une enquête longitudinale. Ce genre d'enquête oblige toutefois à prendre plusieurs mesures d'ordre opérationnel et méthodologique afin de s'assurer que l'échantillon demeure, dans la mesure du possible, statistiquement représentatif au cours du temps et afin de réduire au minimum l'erreur de réponse.

Contenu et collecte

Dans chaque ménage qui participe à l'ENSP, une personne bien informée fournit des renseignements généraux sur les caractéristiques démographiques et socioéconomiques, ainsi que sur la santé de chaque membre du ménage. Les données sur ces personnes

forment la *composante générale* (voir *Définitions*). En outre, on choisit au hasard dans chaque ménage une personne – pas nécessairement celle qui a donné les renseignements généraux – qui fournit des renseignements détaillés sur sa propre santé pour la *composante santé*. Si la personne sélectionnée a moins de 12 ans, on recueille les réponses *par personne interposée*. Seules les personnes sélectionnées au hasard dans les ménages qui participent à l'enquête sont suivies à intervalle de deux ans pour les besoins de l'étude longitudinale.

Le questionnaire comprend des sections réservées au *contenu de base* qui contiennent des questions sur l'état de santé, l'utilisation des services de santé, les facteurs de risque et les caractéristiques démographiques et socioéconomiques (tableau A en annexe). On évalue l'état de santé en posant des questions sur la perception de la santé, la capacité fonctionnelle, les problèmes de santé chroniques et la limitation des activités. On mesure l'utilisation de services de santé en posant des questions sur les visites chez les prestataires de soins de santé, sur les soins hospitaliers et sur la consommation de médicaments. Les facteurs de risque comportementaux incluent l'usage du tabac, la consommation d'alcool et l'activité physique. Les renseignements démographiques et socioéconomiques portent sur l'âge, le sexe, le niveau de scolarité, le groupe ethnique, le revenu et la situation professionnelle.

Lors de chaque cycle, on ajoute au questionnaire un *contenu thématique*, c'est-à-dire des questions sur un sujet particulier. Au premier cycle, ces questions avaient pour thème les facteurs psychosociaux susceptibles d'avoir des répercussions sur la santé, comme le stress, l'estime de soi et le contrôle. Au deuxième cycle, on a mis l'accent sur l'accès aux services de santé, tandis que le troisième cycle a pour thème l'initiative personnelle en matière de soins et les antécédents médicaux de la famille. En général, le contenu thématique ne fait l'objet que d'un seul cycle, mais peut éventuellement être répété lors de cycles ultérieurs.

La collecte des données, qui s'étale sur quatre trimestres, est effectuée par la méthode d'interview assistée par ordinateur (IAO). Toutefois, les données

Définitions

La *composante générale* du questionnaire de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) vise à recueillir des renseignements sur les caractéristiques démographiques et socioéconomiques ainsi que des renseignements généraux sur la santé de chaque membre des ménages échantillonnés. Ces renseignements sont fournis par un membre bien informé du ménage.

La *composante santé* du questionnaire contient des questions détaillées sur la santé qui sont posées à une personne sélectionnée au hasard dans chaque ménage échantillonné. Les renseignements sont ordinairement fournis personnellement par la personne sélectionnée.

Les *réponses par personne interposée* sont celles obtenues au sujet d'un membre particulier d'un ménage auprès d'un autre membre de ce ménage; par exemple, un parent peut répondre au nom d'un jeune enfant. Pour la composante générale du questionnaire, une seule personne répond au nom de tous les membres du ménage (ce qui produit une combinaison de réponses directes et par personne interposée dans le cas des ménages comptant au moins deux personnes). Pour la composante santé, la personne sélectionnée au hasard répond en général personnellement aux questions qui la concernent (réponses directes). Cependant, pour les enfants ou dans des circonstances particulières, on accepte les réponses par personne interposée pour certaines sections de la composante santé du questionnaire. Par contre, elles ne sont pas permises pour d'autres, comme la composante sur la santé mentale.

Le contenu *de base* comprend les questions qui sont posées à chaque cycle de l'enquête. Le contenu *thématique* comprend les questions particulières qui sont posées à l'occasion d'un cycle particulier et que l'on intègre au questionnaire de l'ENSP. Le contenu *supplémentaire* correspond au contenu additionnel parrainé par un client externe à Statistique Canada. Les renseignements sur ce contenu supplémentaire sont recueillis au moyen d'une enquête distincte ou de questions intégrées au questionnaire de l'ENSP.

L'*échantillon longitudinal (principal)* comprend les 17 276 personnes sélectionnées au hasard à l'occasion du premier cycle (1994-1995) qui seront suivies (ou recontactées) tous les deux ans pendant une période allant jusqu'à 20 ans. Les personnes qui font partie de cet échantillon doivent avoir répondu complètement au moins aux questions de la composante générale du questionnaire en 1994-1995. Les personnes qui formaient l'échantillon supplémentaire de 1994-1995 sont exclues.

Les données longitudinales sont contenues dans trois fichiers de l'ENSP (tableau 2). Les données de chaque fichier sont pondérées

de sorte qu'elles soient représentatives de la population du Canada de 1994.

- Le *fichier longitudinal carré* contient les données sur les 17 276 personnes sélectionnées au hasard pour faire partie de l'échantillon longitudinal, indépendamment de leur situation au moment du cycle de 1996-1997.
- Le *fichier longitudinal complet* comprend les données sur les personnes pour lesquelles on possède des renseignements complets pour les cycles de 1994-1995 et 1996-1997. Ce fichier contient uniquement les données sur les 15 670 membres de l'échantillon longitudinal qui ont répondu aux composantes générale et santé du questionnaire en 1994-1995 et qui, en 1996-1997, ont répondu aux composantes générale et santé du questionnaire, avaient été placées en établissement et ont répondu au questionnaire de la composante sur les établissements de santé, ou étaient décédés.
- Le *fichier longitudinal partiel* comprend les 16 168 personnes pour lesquelles on possède au moins des renseignements partiels pour les cycles de 1994-1995 et 1996-1997, c'est-à-dire les 15 670 personnes dont les données sont contenues dans le fichier longitudinal complet, ainsi que les 498 personnes qui ont répondu aux composantes générale et santé du questionnaire en 1994-1995, mais uniquement à la composante générale en 1996-1997, ou qui ont répondu uniquement à la composante générale du questionnaire en 1994-1995 et qui, en 1996-1997, ont répondu au moins à la composante générale, avaient été placées en établissement ou étaient décédées.

L'*échantillon transversal* pour un cycle particulier de collecte comprend l'échantillon longitudinal, les échantillons supplémentaires et, le cas échéant, l'échantillon de remise à niveau.

Certaines provinces achètent des *échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage additionnelles)* pour les besoins de l'analyse transversale pour augmenter la taille de l'échantillon provincial durant un cycle de collecte particulier.

Un *échantillon de remise à niveau* peut être ajouté à un cycle particulier de collecte pour améliorer la représentativité transversale des membres du panel longitudinal. Sans cette remise à niveau, l'échantillon transversal de l'ENSP ne représenterait pas comme il convient certains segments de la population au cours du temps (enfants et immigrants, par exemple).

Pour les besoins du présent article, les *persévérants* sont les 15 670 personnes visées par le fichier longitudinal complet. Les *décrocheurs* sont les 1 606 membres de l'échantillon longitudinal qui ont fourni des renseignements incomplets en 1994-1995 ou 1996-1997 ou qui n'ont pas répondu en 1996-1997 (autrement dit, qui ont refusé de participer ou qui n'ont pu être retracés).

du premier cycle ont été recueillies principalement par interviews en personne dans les logements sélectionnés. Par contre, les données des cycles suivants ont été, ou seront, recueillies principalement par téléphone. Aucune étude n'a été faite quant aux effets éventuels de cette modification de la méthode de collecte. Toutes les données sont recueillies par autodéclaration (ou par déclaration par personne interposée). Aucune mesure physique n'est effectuée dans le cadre de l'ENSP.

Pour accroître la portée analytique des données, on étudie à l'heure actuelle la possibilité de coupler les dossiers de santé externes que possèdent les provinces avec les enregistrements des réponses aux questions de l'ENSP concernant l'utilisation des services de santé. Ce couplage n'est effectué qu'avec l'autorisation des personnes interrogées.

Cycle 2 – nouveau contenu

En 1996-1997, on a ajouté à la composante santé de l'ENSP une série de questions sur les blessures causées par des mouvements répétitifs et une autre sur la dépendance à l'égard de l'alcool. La première figurera dorénavant dans chaque cycle de l'enquête, tandis que la seconde ne sera utilisée que périodiquement. Comme le deuxième cycle avait pour thème l'accès aux services de santé, on a posé des questions sur l'utilisation des services, les raisons de cette utilisation, les obstacles rencontrés et les raisons invoquées pour ne pas avoir eu recours aux services de santé ou pour l'avoir fait peu souvent. Les services étudiés incluent la mesure de la tension artérielle, le test de Papanicolaou, la mammographie, l'examen des seins, l'examen général, la vaccination antigrippale, les visites chez le dentiste et l'examen de la vue. D'autres questions ont aussi été posées sur l'assurance complémentaire couvrant les soins dentaires, les lunettes ou les lentilles cornéennes, la chambre privée ou semi-privée à l'hôpital et les médicaments d'ordonnance. Enfin, l'utilisation des services d'urgence a fait l'objet d'une question.

Pour réduire les frais de collecte, on a intégré aux sections appropriées du questionnaire du deuxième cycle des questions sur la promotion de la santé financées par Santé Canada. (En 1994-1995, on s'était servi d'un questionnaire supplémentaire

distinct.) Les questions supplémentaires portaient sur la santé sexuelle, la sécurité routière, les mesures prises pour améliorer la santé et les opinions concernant l'usage du tabac et la consommation d'alcool.

Au deuxième cycle, un supplément sur l'asthme, sous forme d'enquête distincte financée par Santé Canada, a fourni des renseignements sur la gravité des crises, les facteurs de risque, les méthodes de contrôle et de traitement, le recours aux services médicaux et l'éducation concernant l'asthme.

Dans le cadre d'une entente avec le ministère de la Santé de l'Alberta, des questions supplémentaires ont été posées dans cette province sur les sources de renseignements sur la santé, l'exposition au soleil, le soutien social, les opinions concernant les parents, les services de santé, la santé sexuelle, la violence et la sécurité personnelle et le sens de la débrouillardise. Enfin, des questions sur la qualité des services de santé destinés aux enfants et sur l'accès à ces services ont été posées uniquement pour les échantillons supplémentaires en Alberta et au Manitoba.

Plan d'échantillonnage

Le plan d'échantillonnage stratifié à deux degrés (grappes, logements) de l'ENSP¹ est fondé sur celui de l'Enquête sur la population active de Statistique Canada, sauf pour le Québec, où il se fonde sur celui de l'Enquête sociale et de santé de Santé Québec. La taille de l'échantillon de base pour chaque province a été déterminée selon la méthode de répartition de Kish⁴, qui a permis d'établir un juste équilibre entre les exigences de fiabilité aux niveaux national et provincial. Au moins 1 200 ménages ont dû être sélectionnés dans chaque province pour pouvoir produire des données suffisamment fiables selon le sexe et les grands groupes d'âge. Les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées du Québec et de l'Ontario sont exclues de la composante des ménages de l'enquête. Des composantes distinctes ont été mises au point pour la région du Nord et pour les établissements de soins de longue durée.

Les données sont pondérées pour tenir compte du plan d'échantillonnage, de la correction pour la

non-réponse et de la stratification a posteriori. Dans le cas des plans d'échantillonnage complexes comme celui de l'ENSP, les formules « classiques » qui servent habituellement à calculer la variance ne conviennent pas et on doit recourir à des méthodes plus perfectionnées^{5,6}. On a appliqué la méthode *jackknife* pour calculer la variance des données du premier cycle et la méthode *bootstrap*, celle des données du deuxième cycle. Ces méthodes tiennent compte de l'effet dû à la complexité du plan d'échantillonnage. Les deux méthodes prévoient la division de l'échantillon en sous-groupes (échantillons répétés ou *replicates*) et le calcul d'une estimation ponctuelle à partir d'un échantillon composé d'un sous-ensemble d'échantillons répétés. On peut alors déterminer la variation ou la variance des estimations d'après le nombre résultant préétabli d'échantillons. Les tables de variabilité d'échantillonnage approximative ont été préparées selon ces méthodes pour les données des deux cycles.

Maintien d'un échantillon équilibré

Comme un seul membre de chaque ménage échantillonné répond au questionnaire détaillé sur la santé et, s'il y a lieu, devient membre de l'échantillon longitudinal, la probabilité qu'une

personne soit incluse dans cet échantillon est inversement proportionnelle au nombre de personnes qui composent le ménage. Autrement dit, les personnes qui vivent dans un ménage de petite taille — généralement des célibataires ou des personnes âgées — ont plus de chance d'être sélectionnées que les membres des ménages de plus grande taille (généralement des parents et leurs enfants). On pourrait certes apporter une correction en appliquant des coefficients de pondération appropriés, mais la surreprésentation ou la sous-représentation initiale de l'échantillon longitudinal produirait, pour certains domaines analytiques importants, un déséquilibre quant aux niveaux prescrits de fiabilité, déséquilibre qui, sans correction, se perpétuerait pendant les 20 années d'existence du panel longitudinal.

Pour corriger ce déséquilibre éventuel, au premier cycle, on a appliqué une méthode d'exclusion en vue d'accroître la représentation des parents et des enfants dans l'échantillon. Conformément à cette méthode, on soumet une partie de l'échantillon des ménages, variant normalement de 19 % à 40 %, à un tri de sélection. Après avoir dressé la liste des membres de chaque ménage sélectionné, on exclut de l'enquête les ménages qui ne comptent aucun membre de moins de 25 ans⁷.

Cette stratégie donne d'assez bons résultats si on compare l'échantillon obtenu selon cette méthode d'exclusion aux résultats obtenus par simulation sans appliquer cette méthode (tableau 1). En effet, elle a permis d'obtenir une meilleure représentation des enfants (de moins de 12 ans) et des jeunes (de 12 à 24 ans) si l'on prend pour référence la répartition réelle de la population établie d'après les données du Recensement de 1991. Qui plus est, cette amélioration n'a pas eu lieu au détriment des parents (généralement de 25 à 44 ans), dont la représentation s'est améliorée aussi. Les personnes âgées (de 65 ans et plus) ont continué d'être surreprésentées, mais dans une moindre mesure.

Puisque cette nouvelle répartition de l'échantillon se rapproche davantage de la répartition réelle de la population, la variance a diminué pour les domaines des enfants et des jeunes et augmenté pour celui des personnes âgées. Cependant, globalement, la

Tableau 1
Répartition selon l'âge des membres sélectionnés au hasard dans l'échantillon de l'Enquête nationale sur la santé de la population, avec et sans méthode d'exclusion, Canada, territoires non compris, 1994-1995

Groupe d'âge	Membres de l'échantillon de l'ENSP		Recensement de 1991
	Avec méthode d'exclusion	Sans méthode d'exclusion	
			%
Total	100.0	100.0	100.0
0-11	11.9	9.9	16.7
12-24	16.4	13.7	18.2
25-44	33.0	32.2	34.2
45-64	22.1	24.4	20.0
65+	16.5	19.8	11.0

Sources des données : Recensement de 1991 ; Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995

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

méthode d'exclusion a produit une légère augmentation des coefficients de variation.

L'échantillon du deuxième cycle

Pour le deuxième cycle, on doit faire la distinction entre les échantillons longitudinal et transversal.

L'échantillon longitudinal (ou principal) contient les personnes sélectionnées au hasard au moment de l'enquête de 1994-1995 pour lesquelles on a recueilli au moins les renseignements correspondant à la composante générale du questionnaire. En tout, 17 276 personnes interrogées en 1994-1995 répondaient aux critères pour être interviewées de nouveau en 1996-1997 (tableau 2). Ce nombre inclut 2 022 enfants qui avaient moins de 12 ans au moment du premier cycle et qui avaient été interviewés dans le cadre de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1994-1995. Ces enfants ont été inclus dans l'échantillon de l'ENSP de 1996-1997 et seront de nouveau interrogés à l'occasion des prochains cycles. Jusqu'à

présent, les fichiers de données longitudinales de l'ENSP ne contiennent, pour ces enfants, que les éléments de données sur la santé et sur les caractéristiques socioéconomiques ou démographiques qui s'appuient sur des concepts comparables à ceux définis pour les données de l'ENSP. Par exemple, ils contiennent les données sur les problèmes de santé chroniques et sur l'état de santé, mais non celles sur les relations familiales ni celles sur les habitudes parentales.

Des 17 276 personnes admissibles, 16 168 (93,6 %) ont répondu au questionnaire du deuxième cycle. Cet échantillon longitudinal comprend :

- 15 334 personnes pour lesquelles on possède des renseignements complets (réponses aux composantes générale et santé des deux cycles);
- 61 qui ont été placées en établissement de santé, pour lesquelles on possède une réponse complète au questionnaire du deuxième cycle de la composante des établissements de santé et des renseignements complets tirés du premier cycle;

Tableau 2
Échantillon longitudinal de l'Enquête nationale sur la santé de la population, Canada, territoires non compris, de 1994-1995 à 1996-1997

Taille de l'échantillon	En 1994-1995, ont répondu à :		En 1996-1997, ont répondu à :				
	Composante générale	Composante santé	Composante générale	Composante santé			
Fichier longitudinal carré = 17 276 [†]	Fichier longitudinal partiel = 16 168	Fichier longitudinal complet = 15 670	15 334	X	X	X	X
			61	X	X	Placés en établissement Décédés	X
			275	X	X		
			498	X	X	X	N'ont pas répondu
				X	N'ont pas répondu	X	N'ont pas répondu
				X	N'ont pas répondu	X	X
				X	N'ont pas répondu	Placés en établissement Décédés	N'ont pas répondu
				X	N'ont pas répondu		
			1 108	X	N'ont pas répondu	N'ont pas répondu	
				X	X	N'ont pas répondu	

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

† Comprend 14 786 personnes de 12 ans et plus qui ont répondu aux composantes générales et santé en 1994-1995, 468 personnes de 12 ans et plus qui ont uniquement répondu à la composante générale en 1994-1995, et 2 022 enfants qui avaient moins de 12 ans au premier cycle et qui ont été interviewés dans le cadre de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1994-1995.

- 275 qui étaient décédées au deuxième cycle mais pour lesquelles on dispose de renseignements complets obtenus au premier cycle;
- 498 pour lesquelles on possède des renseignements partiels (réponses aux deux cycles, mais ne portant que sur la composante générale pour l'une ou pour les deux enquêtes; certaines sont décédées ou ont été placées en établissement).

Les 1 108 autres personnes n'ont pas répondu à l'enquête de 1996-1997.

On a créé trois fichiers longitudinaux, à savoir le fichier *complet* (15 670 personnes = 15 334 + 61 + 275), le fichier *partiel* (16 168 personnes = 15 670 + 498) et le fichier *carré* (17 276 personnes = 16 168 + 1 108).

On a fait le suivi auprès des personnes satisfaisant aux critères d'inclusion dans l'échantillon longitudinal et qui ont été placées en établissement, qui ont déménagé dans les Territoires du Nord-Ouest, au Yukon, dans une réserve indienne ou dans une base des Forces canadiennes, ou qui ont quitté provisoirement le Canada entre les deux cycles de l'enquête.

En tout, 2 840 personnes interrogées à l'occasion du premier cycle à titre d'unités d'échantillonnage supplémentaires achetées par certaines provinces pour augmenter l'effectif de l'échantillon n'ont fait l'objet d'aucun suivi en 1996-1997.

On dispose de données transversales recueillies durant le premier cycle (1994-1995) pour 58 439 personnes dans le cas de la composante générale du questionnaire et pour 17 626 personnes (de 12 ans et plus) dans le cas de la composante détaillée sur la santé (tableau 3). Au deuxième cycle, en 1996-1997, l'achat d'*échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage additionnelles)* par trois provinces pour les besoins de l'analyse transversale a porté à 210 377 le nombre de personnes pour lesquelles des renseignements étaient disponibles pour la composante générale du questionnaire (173 216 de 12 ans et plus) et à 81 804 pour la composante détaillée sur la santé (73 402 de 12 ans et plus). Par conséquent, l'*échantillon transversal* du deuxième cycle comprend l'échantillon longitudinal ainsi que les échantillons supplémentaires achetés par certaines provinces. Il n'y a pas eu de *remise à niveau de l'échantillon* au deuxième cycle.

Les ministères de la Santé de l'Alberta, du Manitoba et de l'Ontario ont financé l'acquisition d'unités d'échantillonnage supplémentaires au deuxième cycle. Ces échantillons supplémentaires ont été sélectionnés de façon à fournir des estimations d'une fiabilité précise au niveau de la région sanitaire. Ils ont été sélectionnés selon la méthode de composition aléatoire (CA) et les entrevues ont été menées par téléphone. La

Tableau 3
Échantillons transversaux de l'Enquête nationale sur la santé de la population, Canada, territoires non compris, 1994-1995 et 1996-1997

	1994-1995			1996-1997		
	Total	Longitudinal (principal)	Supplémentaires (achetés)	Total	Longitudinal (principal)	Supplémentaires (achetés)
Composante générale						
Total	58 439	49 121	9 318	210 377	44 439	165 938
Enfants (moins de 12 ans)	11 477	9 616	1 861	37 161	8 419	28 742
Adultes (12 ans et plus)	46 962	39 505	7 457	173 216	36 020	137 196
Composante santé						
Total	17 626	14 786	2 840	81 804	15 681	66 123
Enfants (moins de 12 ans)	8 402	1 571	6 831
Adultes (12 ans et plus)	17 626	14 786	2 840	73 402	14 110	59 292

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

† Le Fichier santé transversal de l'ENSP de 1994-1995 ne comprend pas les données sur les enfants qui avaient moins de 12 ans et qui ont été interviewés dans le cadre de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1994-1995.

... N'ayant pas lieu de figurer

stratification des échantillons sélectionnés par CA se fonde sur des groupes de circonscriptions téléphoniques. Dans les trois provinces concernées, pour chaque ménage échantillonné, on a recueilli les renseignements de la composante générale sur tous les membres et on a sélectionné au hasard une personne de 12 ans et plus pour répondre au questionnaire détaillé sur la santé. En Alberta et au Manitoba, dans la mesure du possible, on a également sélectionné un enfant de moins de 12 ans pour la composante santé.

Taux de réponse au deuxième cycle

Au deuxième cycle, le taux de réponse longitudinal a atteint 93,6 %. En ce qui concerne l'analyse transversale, pour la composante santé, le taux de réponse a été de 93,1 % pour les personnes faisant partie de l'échantillon longitudinal et de 75,8 % pour les personnes de 12 ans et plus faisant partie des échantillons supplémentaires sélectionnés par CA, ce qui correspond à un taux de réponse global de 79,0 %. Ces chiffres ne tiennent pas compte des enfants supplémentaires sélectionnés par CA en Alberta et au Manitoba. Pour les ménages sélectionnés par CA comptant un enfant de moins

de 12 ans) et dans lesquels un membre adulte avait déjà répondu au questionnaire, le taux de réponse est de 98,2 %.

On peut ventiler ces taux de réponse transversaux en taux de réponse des ménages et en taux de réponse des personnes sélectionnées dans l'échantillon longitudinal (tableau 4). Pour la partie longitudinale de l'échantillon, le taux de réponse est de 94,3 % pour les ménages et de 98,7 % pour les personnes sélectionnées au hasard. Pour la partie supplémentaire de l'échantillon sélectionnée par CA, le taux de réponse est de 80,0 % pour les ménages et de 94,8 % pour les personnes sélectionnées au hasard. Globalement, le taux de réponse des ménages est de 82,6 % et celui des personnes sélectionnées au hasard dans l'échantillon longitudinal, de 95,6 %.

Maintien du taux de réponse

Comme la participation des membres de l'échantillon longitudinal à l'enquête pourra durer jusqu'à 20 ans, il est indispensable de prendre des mesures pour soutenir leur intérêt et s'assurer de leur coopération. Aussi, l'équipe de l'ENSP a-t-elle élaboré plusieurs stratégies pour maintenir et améliorer les taux de réponse. De la documentation, comme des dépliants et des lettres, fait prendre conscience aux participants de l'importance et des avantages de l'enquête et répond aussi à certaines questions typiques, comme celles sur la nature confidentielle des renseignements personnels (voir *Confidentialité et diffusion*).

Étant donné l'engagement de longue durée que l'on attend de ces personnes, on a jugé qu'un premier contact en personne serait souhaitable. Par conséquent, en 1994-1995, l'entrevue du premier cycle s'est faite chez le participant. Les entrevues des cycles suivants ont été et seront généralement faites par téléphone, mais certaines seront faites sur place parce que quelques personnes interrogées n'ont pas le téléphone ou préfèrent cette forme d'entrevue (environ 5 % au cycle 2).

La mise à l'essai du questionnaire est essentielle pour n'importe quelle enquête, mais elle revêt une importance particulière dans le cas des enquêtes longitudinales. Ainsi, on recourt à des spécialistes

Tableau 4
Taux de réponse transversaux à l'Enquête nationale sur la santé de la population, Canada, territoires non compris, 1996-1997

Niveau de réponse	Échantillon longitudinal (principal)	Échantillon sélectionné par composition aléatoire (CA)	Total (principal + CA)
		%	
Taux de réponse global†	93,1	75,8	79,0
Ménages	94,3	80,0	82,6
Personnes sélectionnées au hasard (sauf les enfants sélectionnés par CA)	98,7	94,8	95,6

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

† On calcule le taux de réponse global pour les personnes sélectionnées au hasard dans l'ensemble des ménages en multipliant le taux de réponse des ménages qui ont participé à l'enquête par le taux de réponse des personnes sélectionnées appartenant à ces ménages.

Confidentialité et diffusion

L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) est réalisée aux termes de la *Loi sur la statistique*, qui garantit que les renseignements recueillis demeureront confidentiels. Tous les renseignements fournis à Statistique Canada, qu'ils proviennent d'une enquête, du Recensement ou de toute autre source, sont confidentiels. L'ENSP, tout comme d'autres enquêtes de Statistique Canada, doit relever le défi de diffuser autant de données que possible tout en respectant le caractère confidentiel des renseignements.

L'ENSP a recours à des fichiers maîtres qui contiennent toutes les données. Pour chaque cycle, le fichier maître comprend un Fichier général transversal et un Fichier santé transversal. Un fichier longitudinal a en outre été créé à l'issue du deuxième cycle. Des fichiers de microdonnées à grande diffusion (FMGD) sont préparés d'après ces fichiers pour être utilisés à l'extérieur de Statistique Canada sans qu'on puisse identifier les personnes qui ont participé à l'enquête. Ces fichiers doivent être approuvés par un comité interne de Statistique Canada avant leur diffusion. Des FMGD transversaux sur CD-ROM et sur disquette ont été diffusés pour les deux premiers cycles de l'enquête (1994-1995 et 1996-1997)^{8,9}. Ces FMGD sont en vente. Les chercheurs universitaires et les étudiants y ont accès grâce à l'Initiative de démocratisation des données (IDT) de Statistique Canada. Les FMGD sont également fournis aux bénéficiaires du Programme national de recherche et de développement en matière de santé mené conjointement par Santé Canada et Statistique Canada.

Plusieurs mesures ont été prises lors de la création du FMGD du cycle 1 afin de répondre aux normes de confidentialité. On a examiné les dénombrements univariés et les combinaisons de variables au niveau de détail géographique le moins agrégé dans chaque province pour repérer les enregistrements solitaires dans l'échantillon. En outre, on a examiné la répartition des coefficients de pondération pour les provinces qui ont acheté des échantillons supplémentaires, afin de s'assurer qu'il soit impossible d'identifier des strates particulières (donc, des données à un niveau assez peu agrégé de détail géographique). On a examiné le Fichier général pour voir s'il était possible de recréer des ménages d'après les données. Ces procédures ont mené à la suppression ou au regroupement de variables pour créer le FMGD transversal approuvé de l'ENSP. Dans certains cas, on a introduit dans le FMGD des variables dérivées au lieu des réponses particulières à des questions individuelles. L'Indice de l'état de santé qui remplace les 31 questions distinctes d'après lesquelles il est calculé en est un exemple.

Une méthode plus complexe a présidé au respect de la confidentialité des renseignements personnels dans le FMGD transversal de 1996-1997. Cette situation tenait principalement au fait que le FMGD de 1994-1995 avait déjà été diffusé et que les échantillons transversaux des deux cycles se chevauchaient, puisque les membres du panel longitudinal continuent d'être observés. En plus des méthodes utilisées pour les données de 1994-1995, on a comparé les facteurs de pondération appliqués aux données des deux cycles pour déterminer s'il était possible d'identifier des personnes ou des ménages. En outre, on a procédé à une étude plus détaillée des tables à trois dimensions utilisées pour examiner 13 variables clés au niveau de l'unité géographique la plus petite pour laquelle des données seraient diffusées pour chaque province afin de repérer les combinaisons solitaires de variables associées

à de fortes proportions. Qui plus est, pour empêcher les utilisateurs de créer indépendamment des enregistrements longitudinaux à partir des deux FMGD transversaux, on a apparié les enregistrements du FMGD de 1994-1995 à ceux proposés pour le fichier de 1996-1997 en se fondant sur 12 variables d'appariement, pour déterminer les proportions de paires réelles (les mêmes personnes) et de faux appariements (personnes différentes) par rapport au nombre total d'appariements. Les enregistrements qui ont donné lieu à des paires réelles ont été examinés pour voir si des combinaisons particulières de variables permettraient d'identifier les personnes qui ont fourni les renseignements. Enfin, on a examiné les nouvelles variables introduites dans l'enquête en 1996-1997, pour déterminer si le risque d'enfreindre la confidentialité des renseignements avait augmenté depuis le premier cycle. Comme en 1994-1995, ces procédures ont mené à la suppression ou au regroupement de certaines variables.

Les préoccupations quant au respect de la nature confidentielle des renseignements personnels touchent aussi les outils d'estimation de la variance mis à la disposition des utilisateurs. Puisque les renseignements détaillés sur le plan de sondage qu'exigent les méthodes d'estimation de la variance permettent d'identifier des régions géographiques à un niveau de détail très poussé, d'autres méthodes sont à l'étude. Cependant, il faut aussi s'assurer que les coefficients de pondération eux-mêmes ne permettent pas aux utilisateurs d'identifier de petites régions géographiques ou d'apparier des FMGD provenant de cycles différents.

La nature longitudinale de l'enquête, ainsi que la quantité de données recueillies, augmenteront la probabilité d'identifier des enregistrements solitaires, donc, des personnes particulières, à mesure que les données s'accumuleront. Étant donné le travail que demande la création du FMGD transversal et l'incertitude actuellement associée à la création d'un FMGD longitudinal après deux cycles de collecte de données seulement, il est probable qu'après le troisième cycle, la vérification du respect de la nature confidentielle des données transversales soit encore plus complexe et qu'il soit impossible de préparer un FMGD longitudinal.

Puisque le contenu des FMGD est limité et que les utilisateurs pourraient ne pas avoir les moyens de payer pour la production de données personnalisées compte tenu de leurs budgets de recherche restreints, il faut trouver un moyen d'offrir un accès plus général aux données. À cet égard, un service conçu pour offrir l'accès à distance aux fichiers maîtres a donné d'assez bons résultats. Statistique Canada fournit aux utilisateurs autorisés des faux fichiers de l'ENSP, c'est-à-dire des fichiers qui ont la même structure que les fichiers maîtres, mais qui contiennent des données fictives. Les utilisateurs préparent leurs propres programmes informatiques, les mettent à l'essai en se servant des faux fichiers, puis les transmettent à Statistique Canada par courrier électronique. Les membres de l'équipe de l'ENSP exécutent les programmes sur les fichiers maîtres à l'interne, vérifient les données de sortie pour s'assurer du respect des normes de confidentialité, puis les envoient aux utilisateurs par courrier électronique. En ce qui concerne l'estimation de la variance, les utilisateurs peuvent recourir au service d'accès à distance pour soumettre des programmes fondés sur les poids afin qu'on les applique aux fichiers maîtres. D'autres moyens de permettre aux chercheurs d'utiliser les données de l'ENSP tout en veillant au respect des normes de confidentialité sont à l'étude (par exemple, dans certaines conditions, des chercheurs pourraient consulter les fichiers maîtres de l'ENSP aux bureaux régionaux ou au bureau central de Statistique Canada).

de la santé et à des groupes de discussion en profondeur pour élaborer et perfectionner les questions de l'ENSP, et on met le questionnaire à l'essai deux fois avant chaque cycle. Ces essais permettent de déterminer si les personnes interrogées comprennent les questions qu'on leur pose. Les intervieweurs font par la suite des commentaires dont on tient compte lors de la rédaction finale du questionnaire. Leurs commentaires guident en outre la présentation des pages écrans de l'application d'interview assistée par ordinateur (IAO) qui fait, elle aussi, l'objet de nombreuses mises à l'essai.

L'application informatique à l'origine du questionnaire permet de personnaliser les questions selon la personne interrogée et de faire ainsi état des contacts antérieurs. Dans le cas des membres de l'échantillon longitudinal, on intègre aux questions le nom de la personne, ainsi que les pronoms personnels et possessifs propres à son sexe. Les données recueillies antérieurement sont également intégrées pour permettre le suivi. Par exemple, si une personne a déjà fourni les renseignements sur son niveau de scolarité à l'occasion d'un cycle antérieur, on ne demande pas ce renseignement une deuxième fois. On ne pose à cette personne que des questions au sujet des études qu'elle aurait faites depuis la dernière entrevue, en les adaptant au niveau de scolarité mentionné auparavant.

Le dépistage est essentiel dans le cas des enquêtes longitudinales. Les efforts en vue de repérer les participants à l'ENSP qui ont déménagé entre deux cycles sans en avertir Statistique Canada portent généralement fruit. Seulement 1,7 % de ces personnes n'ont pu être retracées pour le deuxième cycle.

On prend contact avec les membres de l'échantillon longitudinal qui ont été placés en établissement de soins de longue durée ou qui ont déménagé dans le Nord du Canada et on inclut les données qui les concernent dans le fichier longitudinal. Inversement, on suit ceux qui ont participé à la composante des établissements de santé, qui sont sortis de ces établissements ou ceux qui ont participé à la composante de la région du

Nord et qui ont déménagé dans l'une des 10 provinces. On classe les données ainsi recueillies dans les fichiers longitudinaux respectifs.

Un « cinquième trimestre » de collecte de données a été ajouté après le premier cycle uniquement pour assurer le suivi des personnes qui n'avaient pas répondu à l'enquête.

Correction pour la non-réponse et stratification a posteriori

Malgré les efforts déployés pour la contrer, une certaine part de non-réponse reste inévitable. Ses effets sur les données d'enquête peuvent être doubles : en premier lieu, elle diminue la taille effective de l'échantillon et, par conséquent, augmente la variance. En deuxième lieu, elle peut mener à des estimations biaisées, si les personnes qui n'ont pas répondu diffèrent de celles qui ont répondu en ce qui a trait aux caractéristiques évaluées^{10,11}. En fait, au deuxième cycle, la répartition des *persévérants* et des *décrocheurs* dans l'échantillon longitudinal diffère considérablement selon le sexe, le groupe d'âge, la situation professionnelle, le revenu du ménage et la présence d'au moins un problème de santé chronique (tableau B en annexe). Le taux de décrochage est plus élevé pour les hommes que pour les femmes : 53,3 % contre 46,7 %. La proportion de personnes qui ont cessé de participer à l'enquête est plus forte pour les groupes d'âge moyen (18 à 24 ans, 25 à 44 ans et 45 à 64 ans) que pour les groupes d'âge moins avancé et plus avancé. Les poids d'échantillonnage ont en outre été corrigés en vue de tenir compte de l'effet de la non-réponse^{12,13}.

En guise d'étape finale de la pondération longitudinale, on a procédé à des rajustements selon la province, le groupe d'âge (0 à 11 ans, 12 à 24 ans, 25 à 44 ans, 45 à 64 ans, 65 ans et plus) et le sexe, afin que l'échantillon pondéré soit représentatif de la population estimative de 1994 (stratification a posteriori).

On s'est appuyé sur les données du premier cycle pour corriger les données pour la non-réponse. On s'est servi de l'algorithme CHAID (Chi-square Automatic Interaction Detection) offert par le logiciel *Knowledge Seeker* pour créer des catégories de

pondération pour la correction de la non-réponse fondées sur des variables considérées comme étant de bons prédicteurs de la non-réponse¹². On a formé de la sorte des catégories de pondération pour les caractéristiques pour lesquelles la différence entre les personnes qui ont répondu à l'enquête et celles qui n'y ont pas répondu était la plus marquée et pour lesquelles la taille de l'échantillon était suffisante pour exécuter le test de signification du chi carré. Les variables particulières incluent le revenu, l'âge, le sexe, la race, le lieu de naissance, le fait d'être propriétaire/locataire du logement, la présence d'enfants/de jeunes dans le ménage, la taille du ménage et plusieurs variables géographiques, comme la province et la région urbaine/rurale. Les variables utilisées pour créer les catégories pour la correction de la non-réponse diffèrent d'une province à l'autre. Les corrections pour tenir compte de la non-réponse au deuxième cycle de l'enquête réussissent, dans la plupart des cas, à réduire le biais parmi les membres persévérants de l'échantillon en regard d'un sous-ensemble de variables de l'ENSP (tableau C en annexe). Les variables utilisées pour la correction pour la non-réponse, ou les variables qui leur sont corrélées, devraient, en principe, être celles qui produisent la réduction la plus importante du biais chez les membres persévérants de l'échantillon.

Incohérence des déclarations au fil du temps

L'intégration de données antérieures au stade de la conception du questionnaire peut créer des difficultés d'un genre particulier. Plus précisément, on peut observer des incohérences après qu'une même personne ait répondu aux questions à plusieurs reprises et les réponses par personne interposée ne font qu'accentuer le phénomène.

Pour réduire au minimum ce genre d'incohérences, on a intégré aux questions du deuxième cycle des questions d'approfondissement fondées sur des données du premier cycle. Par exemple, aux personnes qui ont fait état d'un changement ayant trait à un problème de santé chronique qui normalement n'évolue pas, on a posé des questions pour confirmer le changement, pour en connaître les raisons et pour enregistrer les dates

pertinentes. Cependant, on a omis de demander des précisions dans les cas où une telle demande risquait d'enfreindre les règles de respect de la nature confidentielle des renseignements. Par exemple, on ne pose aucune question d'approfondissement si un problème de santé chronique particulier (comme le diabète ou l'épilepsie) a été enregistré précédemment, mais qu'une personne répondant par procuration déclare plus tard que la personne concernée ne souffre pas de ce problème. Pareillement, on n'a pas posé de questions pour vérifier les réponses par personne interposée au sujet de l'usage du tabac. Enfin, bien que des questions d'approfondissement permettent de valider les changements de valeur de variables comme la consommation d'alcool ou le poids, on n'en a pas posé étant donné leur nature délicate.

On s'est servi des données obtenues après avoir posé des questions d'approfondissement dans le fichier longitudinal de l'année courante, mais on n'a pas corrigé les données recueillies antérieurement. On a maintenu les incohérences dans le fichier afin que les analystes puissent les traiter de la façon qu'ils jugent la plus appropriée. Cependant, on a retenu et utilisé les données du deuxième cycle sur la date de naissance et le sexe quand la confirmation au deuxième cycle des renseignements recueillis au premier a révélé des incohérences.

Déclaration par personne interposée

On a posé des questions sur les mesures de prévention et sur l'usage du tabac dans le cadre de la composante santé du questionnaire. Le taux de réponse à ces questions par personne interposée pour l'échantillon longitudinal de personnes de 12 ans et plus est très faible (1,8 %), car on a fortement déconseillé cette forme de déclaration pour cette partie du questionnaire. Pour d'autres sections (dont celles sur la dépression et l'estime de soi), la déclaration par personne interposée n'était pas autorisée. En revanche, les questions sur les problèmes de santé chroniques et la limitation des activités ont été posées dans le cadre de la composante générale du questionnaire, où on acceptait des réponses par personne interposée au nom des membres du panel longitudinal.

Le taux de réponse par personne interposée a diminué au deuxième cycle, car les intervieweurs ont essayé de communiquer directement avec les membres du panel longitudinal pour leur poser les questions des composantes générale et santé. Néanmoins, certaines incohérences donnent à penser que la déclaration par personne interposée pourrait poser des problèmes. Les comparaisons préliminaires d'estimations sur la prévalence des problèmes de santé chroniques calculées d'après les données du premier et du deuxième cycles en se fondant sur la composante générale ainsi que sur la composante santé du questionnaire indiquent que la déclaration par personne interposée influencent les résultats transversaux ainsi que longitudinaux. (Les données sur les membres de moins de 12 ans de l'échantillon longitudinal sont entièrement fondées sur la réponse par personne interposée et ont donc été exclues de ces analyses.)

Étant donné ces résultats préliminaires, la solution à court terme choisie pour le troisième cycle a consisté à améliorer le guide de l'intervieweur et le manuel des procédures afin de décourager la réponse par personne interposée aux questions de la composante générale dans le cas de l'échantillon longitudinal.

Modifications des conventions de codage

Une autre difficulté que posent les données longitudinales survient quand les conventions de codage changent au cours du temps, par exemple, à la suite de modifications de la classification des maladies, des médicaments, des professions ou des industries, ou encore de la classification géographique. La stratégie générale adoptée pour l'ENSP consiste à s'appuyer sur le même système de classification pour tous les cycles de l'enquête. Autrement dit, si on adopte un nouveau système, les données chronologiques contenues dans le fichier longitudinal sont recodées. Suivant le temps, l'espace et le budget disponibles, on pourrait maintenir plus d'un système de classification si l'analyse le justifiait.

Si le recodage n'a pas lieu, les différences entre les systèmes de classification sont mentionnées dans la documentation sur l'enquête.

Conclusion

Les questions soulevées dans le présent article, ainsi que la foule d'autres problèmes qui se manifesteront sans aucun doute à l'occasion des prochains cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population, sont inhérents à la nature longitudinale de la collecte des données. Ce genre d'enquête longitudinale pose un défi aussi bien aux chercheurs qui analysent les données qu'aux concepteurs d'enquête qui élaborent le plan de sondage et recueillent, traitent et diffusent l'information. ●

Remerciements

Les auteurs remercient Yves Béland, Jiajian Chen, Leslie Geran, Jennifer Hubbard, Bryan Lafrance, Jackey Mayda, Georgia Roberts, Karen Roberts, Eric Sayre, Margot Shields, Kathryn Wilkins et Douglas Yeo pour leur collaboration.

Références

1. 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).
2. Statistique Canada, « Enquête nationale sur la santé de la population - Cycle 2, 1996-1997 », *Le Quotidien* (n° 11-001 au catalogue), 29 mai 1998, p. 3-5.
3. Statistique Canada, *Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997* (n° 82-567 au catalogue), Ottawa, Ministère de l'Industrie, 1998.
4. L. Kish, « Plans de sondage à usages multiples », *Techniques d'enquête*, 14(1), 1988, p. 19-33 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
5. 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. 209-217 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
6. 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.

7. J.-L. Tambay et C. Mohl, *Improving sample representativity through the use of a rejective method*, American Statistical Association, Proceedings of the Survey Research Methods Section, 1995, p. 29-38.
8. Statistique Canada, *L'enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995*, Fichiers de microdonnées à grande diffusion (n° 82F0001 au catalogue), Ottawa, Ministre de l'Industrie, 1995.
9. Statistique Canada, *L'enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995*, Fichiers de microdonnées à grande diffusion (documentation, nos 82M0009XCB, CD-ROM et 82M0009GPF au catalogue), Ottawa, Ministre de l'Industrie, 1995.
10. L. Swain et D. Dolson, « Current issues in household survey nonresponse at Statistics Canada », *Statistics in Transition*, 3(3), 1998, p. 439-467.
11. L. Swain et D. Dolson, « Current issues in household survey nonresponse at Statistics Canada », Nonresponse in Survey Research: Proceedings of the Eighth International Workshop on Household Survey Nonresponse (1997), 1998, p. 1-21. (Nota : Ceci est une version abrégée de la référence n° 10.)
12. J.-L. Tambay, I. Schiopu-Kratina, J.E. Mayda *et al.*, « Traitement de la non-réponse du cycle deux de l'enquête nationale sur la santé de la population », *Techniques d'enquête*, 24(2), 1998, p. 159-169 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
13. D.M. Stukel, C.A. Mohl et J.-L. Tambay, *Weighting for cycle 2 of Statistics Canada's National Population Health Survey*, Statistical Society of Canada, Proceedings of the Survey Methods Section, 1997, p. 111-116.
14. J.N.K. Rao et D.R. Thomas, « Chi-squared tests for contingency tables », dans *Analysis of Complex Surveys*, C.J. Skinner, D. Holt et T.M.F. Smith (s. la dir. de), New York, Wiley, 1989, p. 89-114.

Annexe

Tableau A

Résumé du contenu, Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 et 1996-1997

	Cycle 1 (1994-1995)	Cycle 2 (1996-1997)		Cycle 1 (1994-1995)	Cycle 2 (1996-1997)
Contenu de base			Contenu supplémentaire (acheté) intégré au questionnaire de l'ENSP		
Incapacité au cours des deux dernières semaines	O	O			
Utilisation des services de santé	O	O	Enquête promotion santé		
Limitation des activités	O	O	Régime/nutrition	N	O
Problèmes de santé chroniques	O	O	Taille et poids	N	O
Caractéristiques sociodémographiques	O	O	Auto-examen des seins	N	O
Niveau de scolarité	O	O	Allaitement	N	O
Population active	O	O	Grossesse	N	O
Revenu	O	O	VIH	N	O
État de santé perçu par la personne	O	O	Usage du tabac	N	O
Santé de la femme	O	O	Consommation d'alcool	N	O
Tension artérielle	O	O	Santé sexuelle	N	O
Taille et poids	O	O	Sécurité routière	N	O
État de santé	O	O	Insécurité alimentaire	N	O
Activités physiques	O	O			
Blessures résultant de mouvements répétitifs	N	O	Questions supplémentaires achetées par certaines provinces		
Blessures	O	O	Sens de la débrouillardise (Alberta)	O	O
Consommation de médicaments	O	O	Sens de la débrouillardise (Manitoba)	O	N
Usage du tabac	O	O	Renseignements sur la santé	N	O
Consommation d'alcool	O	O	Bronzage et expositions aux rayons UV	N	O
Santé mentale	O	O	Soutien social	N	O
Soutien social	O	O	Opinions au sujet des parents	N	O
Sentiment de cohésion	O	N	Services de santé	N	O
Dépendance à l'égard de l'alcool	N	O	Santé sexuelle	N	O
			Sécurité personnelle et violence	N	O
			Services de santé pour enfants	N	O
Contenu thématique					
Psychosocial			Contenu supplémentaire (acheté), enquêtes distinctes		
Stress	O	N	Enquête promotion santé	O	N
Problèmes courants	O	N	Enquête sur l'asthme	N	O
Événements récents	O	N			
Facteurs de stress chez les enfants et les adultes ("traumatismes")	O	N			
Stress au travail	O	N			
Estime de soi	O	N			
Contrôle	O	N			
Accès aux services de santé					
Tension artérielle	N	O			
Test de Papanicolaou	N	O			
Mammographie	N	O			
Examen des seins	N	O			
Auto-examen des seins	N	O			
Allaitement	N	O			
Examen général	N	O			
Vaccination antigrippale	N	O			
Visites chez le dentiste	N	O			
Examen des yeux	N	O			
Services d'urgence	N	O			
Assurance	N	O			

Tableau B

Caractéristiques de référence (cycle 1) des persistants et des décrocheurs, échantillon longitudinal, Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995

Caractéristiques personnelles	Persévérants		Décrocheurs		Chi carré
	Taille de l'échantillon	%	Taille de l'échantillon	%	
Sexe					
Masculin	7 209	49,1	835	53,3	5,3*
Féminin	8 461	50,9	771	46,7	
Groupe d'âge					
0-11	1 908	16,9	114	11,5	30,6***
12-17	1 047	9,0	90	8,1	
18-24	1 434	8,6	228	12,5	
25-44	5 226	33,3	602	36,1	
45-64	3 509	20,7	378	22,3	
65+	2 546	11,6	194	9,5	
État matrimonial					
Marié(e)	7 416	49,2	806	50,9	ns
Célibataire	5 638	40,5	587	40,0	
Marié(e) antérieurement	2 614	10,3	211	9,1	
Situation professionnelle					
Travaille à l'heure actuelle	7 288	47,0	810	49,0	18,3***
A travaillé au cours des 12 derniers mois, mais ne travaille pas à l'heure actuelle	1 092	6,2	135	7,6	
N'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois	4 741	25,2	481	28,1	
Sans objet	2 415	21,7	148	15,3	
Revenu du ménage					
Inférieur	1 116	5,3	162	8,4	21,1***
Moyen-inférieur	2 240	12,5	243	15,6	
Moyen	4 661	30,5	457	30,4	
Moyen-supérieur	5 192	36,0	439	31,7	
Supérieur	1 843	15,8	158	14,0	
Niveau de scolarité					
Pas de diplôme d'études secondaires	4 744	33,2	518	34,2	ns
Diplôme d'études secondaires	1 963	14,8	221	15,2	
Certaines études postsecondaires	3 214	23,3	331	20,7	
Diplôme collégial ou universitaire	3 819	28,7	405	29,8	
Vit seul(e)					
Non	12 749	90,7	1 336	91,6	ns
Oui	2 921	9,3	270	8,4	
État de santé autodéclaré					
Mauvais	386	1,8	38	2,9	ns
Passable	1 379	7,0	105	7,6	
Bon	3 834	23,7	302	25,6	
Très bon	5 712	36,0	399	36,5	
Excellent	4 359	31,4	280	27,3	
Au moins un problème de santé chronique					
Non	7 182	50,1	811	54,2	5,7*
Oui	8 471	49,9	775	45,8	
A fait une dépression au cours des 12 derniers mois					
Non	12 290	94,5	885	93,0	ns
Oui	781	5,5	68	7,0	

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

Nota : Les répartitions n'incluent pas la catégorie « données manquantes ». Sauf dans le cas du revenu du ménage, de l'état de santé tel que déclaré par la personne interrogée et de la dépression, variables pour lesquelles les proportions de données manquantes étaient respectivement de 5 %, 3 %, et 9 %, la proportion de valeurs manquantes dans le fichier longitudinal carré est inférieure à 1 %. Les proportions sont calculés d'après des données pondérées. Le test du chi carré porte sur 500 coefficients de pondération bootstrap et inclut la correction de deuxième ordre de Rao-Scott¹⁴ tenant compte du plan de sondage complexe.

* $p \leq 0.05$

** $p \leq 0.01$

*** $p \leq 0.001$

Tableau C

Caractéristiques de référence de l'ensemble des membres de l'échantillon longitudinal du cycle 1 de l'Enquête nationale sur la santé de la population (1994-1995) et des persévérants du cycle 2 (1996-1997), après et avant correction des coefficients de pondération pour tenir compte de la non-réponse au cycle 2

Caractéristiques personnelles	Tous les membres de l'échantillon longitudinal du cycle 1 (1994-1995)		Cycle 2 (1996-1997) persévérants uniquement			
			Après correction pour tenir compte de la non-réponse		Avant correction pour tenir compte de la non-réponse	
	Taille de l'échantillon	%	Taille de l'échantillon	%		%
Sexe						
Masculin	8 044	49,5	7 209	49,5		49,1
Féminin	9 232	50,5	8 461	50,5		50,9
Groupe d'âge						
0-11	2 022	16,3	1 908	16,3		16,9
12-17	1 137	8,9	1 047	9,0		9,0
18-24	1 662	9,0	1 434	8,9		8,6
25-44	5 828	33,6	5 226	33,6		33,3
45-64	3 887	20,8	3 509	20,8		20,7
65+	2 740	11,4	2 546	11,4		11,6
État matrimonial						
Marié(e)	8 222	49,4	7 416	49,4		49,2
Célibataire	6 225	40,5	5 638	40,4		40,5
Marié(e) antérieurement	2 825	10,1	2 614	10,1		10,3
Situation professionnelle						
Travaille à l'heure actuelle	8 098	47,2	7 288	47,6		47,0
A travaillé au cours des 12 derniers mois, mais ne travaille pas à l'heure actuelle	1 227	6,3	1 092	6,3		6,2
N'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois	5 222	25,5	4 741	25,1		25,2
Sans objet	2 563	21,0	2 415	21,1		21,7
Revenu du ménage						
Inférieur	1 278	5,6	1 116	5,4		5,3
Moyen-inférieur	2 483	12,8	2 240	12,5		12,5
Moyen	5 118	30,5	4 661	30,3		30,5
Moyen-supérieur	5 631	35,6	5 192	35,9		36,0
Supérieur	2 001	15,6	1 843	15,9		15,8
Niveau de scolarité						
Pas de diplôme d'études secondaires	5 262	33,3	4 744	33,0		33,2
Diplôme d'études secondaires	2 184	14,8	1 963	14,8		14,8
Certaines études postsecondaires	3 545	23,0	3 214	23,4		23,3
Diplôme collégial ou universitaire	4 224	28,8	3 819	28,8		28,7
Vit seul(e)						
Non	14 085	90,8	12 749	90,7		90,7
Oui	3 191	9,2	2 921	9,3		9,3
État de santé autodéclaré						
Mauvais	424	1,9	386	1,8		1,8
Passable	1 484	7,0	1 379	7,0		7,0
Bon	4 136	23,8	3 834	23,8		23,7
Très bon	6 111	36,1	5 712	36,1		36,0
Excellent	4 639	31,1	4 359	31,3		31,4
Au moins un problème de santé chronique						
Non	7 993	50,6	7 182	50,2		50,1
Oui	9 246	49,4	8 471	49,8		49,9
A fait une dépression au cours des 12 derniers mois						
Non	13 175	94,4	12 290	94,5		94,5
Oui	849	5,6	781	5,5		5,5

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers longitudinaux carré et complet, 1994-1995 et 1996-1997

Nota : Les répartitions n'incluent pas la catégorie « données manquantes ». Sauf dans le cas du revenu du ménage et de la dépression, variables pour lesquelles la proportion de données manquantes est de 5 %, la proportion de valeurs manquantes dans le fichier longitudinal complet est inférieure à 1 %. Les proportions sont calculées d'après des données pondérées. Tous les coefficients de pondération incluent l'étape de la stratification a posteriori.



Données disponibles

Des données sommaires sur la santé produites récemment par Statistique Canada

Utilisation des hôpitaux, 1996-1997

Les hôpitaux ont déclaré 3,2 millions de départs en 1996-1997, comparativement à 3,3 millions de départs l'année précédente. Par conséquent, le taux d'hospitalisation d'au moins une nuit a chuté pour la 10^e année consécutive, pour descendre à un minimum record. En 1996-1997, il y a eu 10 523 départs (y compris les décès) pour 100 000 habitants, ce qui est nettement inférieur au chiffre record de 16 802 départs pour 100 000 habitants enregistré en 1973. En 1995-1996, on a enregistré 11 165 départs pour 100 000 habitants.

En 1996-1997, dans chaque province et territoire, sauf au Yukon, le taux de départs de l'hôpital a baissé. Les Territoires du Nord-Ouest, le Québec et l'Ontario ont connu le fléchissement le plus prononcé. Malgré l'augmentation observée en 1996-1997, le Yukon maintient le taux de départs de l'hôpital le plus faible, à savoir 9 701 départs pour 100 000 habitants. Il est suivi par le Québec (9 788) et par l'Ontario (9 864). C'est la Saskatchewan qui connaît le taux le plus élevé (15 043), suivie par le Nouveau-Brunswick (14 864) et par l'Île-du-Prince-Édouard (13 028).

Environ 15 % des départs étaient associés à une hospitalisation pour des troubles de l'appareil circulatoire. En outre, 14 % sont survenus à la suite d'une hospitalisation liée à la grossesse et à l'accouchement, 11 % à la suite d'une hospitalisation pour des troubles de l'appareil digestif, 9 % à la suite d'une hospitalisation pour cause d'une maladie respiratoire et 8 % à la suite d'une hospitalisation due à un traumatisme ou à un empoisonnement. Si l'on ne tient pas compte des interventions liées à la grossesse et à l'accouchement, qui sont associées au départ de l'hôpital d'une femme sur quatre, les raisons pour lesquelles les hommes et les femmes sont hospitalisés sont comparables. Les hospitalisations pour cardiopathies et pour accidents cérébrovasculaires ont été la source de la proportion la plus forte de départs de l'hôpital en 1996-1997, suivies par les hospitalisations dues à des maladies de l'appareil digestif ou de l'appareil respiratoire.

En 1996-1997, un malade passait, en moyenne, 10,7 jours à l'hôpital, c'est-à-dire le même nombre que l'année précédente, mais environ un jour de

moins qu'une décennie plus tôt. Les 3,2 millions de départs de l'hôpital enregistrés en 1996-1997 représentent 33,9 millions de jours-patients, en baisse de 5 % par rapport à l'année précédente et de 21 % par rapport à 10 ans auparavant. Une forte proportion (62 %) du nombre total de ces journées d'hospitalisation était attribuable aux personnes âgées (65 ans et plus), alors que ces dernières ne représentaient que 12 % de la population.

Parallèlement à la diminution des taux de départs de l'hôpital, de la durée du séjour et du nombre de jours-patients, on observe une diminution du nombre de personnes qui subissent une opération durant leur hospitalisation. En 1996-1997, le nombre de départs de l'hôpital associés à une intervention chirurgicale s'est chiffré à 1,8 million, en baisse de 6 % par rapport à l'année précédente et de 22 % comparativement à 10 ans plus tôt.

Un peu plus de la moitié des départs de l'hôpital ont eu lieu après une intervention chirurgicale. Toutes proportions gardées, un nombre nettement plus élevé de femmes que d'hommes ont subi une opération (62 % comparativement à 38 %). Toutefois, l'écart tient en majeure partie aux interventions obstétricales, qui représentent le tiers des interventions chirurgicales subies par les femmes. En 1996-1997, la durée moyenne d'hospitalisation après une intervention chirurgicale a été de 8,5 jours, soit une demi-journée de moins qu'en 1995-1996 et une journée et demie de moins que 10 ans auparavant.

La baisse des taux de départs de l'hôpital, de la durée du séjour, du nombre de jours-patients et du nombre de personnes qui subissent une opération durant leur hospitalisation tient à plusieurs facteurs. À l'heure actuelle, dans chaque province et territoire du Canada, la réforme du régime de santé engendre des changements dont les signes concrets vont de la fermeture d'hôpitaux à la restructuration administrative en passant par la consolidation des services. Un nombre de services qui nécessitaient une hospitalisation par le passé sont maintenant offerts en consultation externe. Il est maintenant possible de pratiquer toute une gamme d'interventions chirurgicales dans les services hospitaliers de chirurgie de jour ou dans les centres

de santé communautaires. Dans d'autres cas, comme pour les patients subissant une angioplastie, on procède à une intervention aussi peu invasive que possible et on renvoie le malade chez lui plus tôt. Les mères qui, autrefois, passaient jusqu'à une semaine à l'hôpital après l'accouchement rentrent ordinairement chez elles dans les 72 heures, de nos jours. D'ailleurs, l'importance croissante accordée à la promotion de la santé et à la prévention de la maladie, l'amélioration des méthodes diagnostiques et des méthodes thérapeutiques, ainsi que la découverte de nouveaux produits pharmaceutiques sont des facteurs qui pourraient tous avoir fait baisser les taux d'hospitalisation et d'intervention chirurgicale.

Par «départ de l'hôpital», on entend la sortie ou le décès d'une personne qui a été admise à l'hôpital. Les données sur les départs de l'hôpital ne précisent pas le nombre de personnes distinctes qui utilisent les services hospitaliers, parce qu'on pourrait compter plusieurs fois la même personne dans le total annuel des départs. Le dénombrement des départs associés à une intervention chirurgicale se fonde sur l'intervention principale subie; on ne compterait donc qu'une seule intervention chirurgicale pour une personne qui subirait deux types d'opération au cours d'une même hospitalisation. Les chiffres diffusés ici ne couvrent ni les nouveau-nés ni les malades traités en consultation externe, par exemple, aux services d'urgence ou de chirurgie de jour.

Les données de 1996-1997 sur les départs de l'hôpital ont été recueillies par l'Institut canadien d'information sur la santé. Pour plus de renseignements sur ces données, communiquez avec Karen McCarthy au (613) 241-7860, poste 4026, Institut canadien d'information sur la santé. Télécopieur : (613) 241-8120.

Pour plus de renseignements sur les tendances des départs de l'hôpital ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Peter Morrison au (613) 951-1637, Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada.

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.



Index

Index par sujet

Volumes 6 à 10

A

Abus conjugaux

Voir Violence conjugale

Accessibilité aux services de santé

À quelle distance se trouve le médecin le plus proche? E. Ng, R. Wilkins, J. Pole, *et al.*, 8(4), 1997, p. 21-34.

Disparités des régimes d'assurance-médicaments. W.J. Millar, 10(4), 199, p. 9-30.

Accidents

Chutes, gens âgés et recours aux services de santé. K. Wilkins, 10(4), 1999, p. 47-57.

Les accidents au Canada, 1988 et 1993. W.J. Millar, 7(2), 1995, p. 7-17.

Accident cérébrovasculaire

Correction des facteurs de risque dans la prévention de l'accident cérébrovasculaire : principaux essais cliniques sur l'hypertension. N.E. Borhani, 6(1), 1994, p. 76-86.

La dyslipidémie et les facteurs métaboliques dans la genèse de la crise cardiaque et de l'accident cérébrovasculaire. L. Horlick, 6(1), 1994, p. 94-99.

Épidémiologie des accidents cérébrovasculaires. B.A. Reeder, 6(1), 1994, p. 9-12.

Épidémiologie des accidents cérébrovasculaires : méthodes et tendances. J.F. Kurtzke, 6(1), 1994, p. 13-21.

Épidémiologie des accidents cérébrovasculaires au Canada. A. Petrasovits et C. Nair, 6(1), 1994, p. 39-44.

Épidémiologie des accidents cérébrovasculaires chez les Japonais à Hawaï au cours d'un suivi de 24 années : The Honolulu Heart Program. K. Yano, J.S. Popper, A. Kagan *et al.*, 6(1), 1994, p. 28-38.

Les facteurs alimentaires liés aux accidents cérébro-vasculaires et aux principales maladies cardio-vasculaires : comparaison épidémiologique à l'échelle internationale pour la prévention par le régime alimentaire. Y. Yamori, Y. Nara, S. Mizushima *et al.*, 6(1), 1994, p. 22-27.

Mortalité cérébrovasculaire et facteurs de risque connexes en Finlande : tendances des 20 dernières années. C. Sarti, E. Vartiainen, J. Torppa *et al.*, 6(1), 1994, p. 196-206.

Plan du projet de prévention clinique des accidents cérébrovasculaires de la Saskatchewan. B.A. Reeder, V. Ramsden, A. Shuaib *et al.*, 6(1), 1994, p. 166-170.

Pratique clinique préventive. L.B. Goldstein, 6(1), 1994, p. 139-141.

La prévention de l'accident cérébrovasculaire en présence de fibrillation auriculaire : une mise à jour. R.G. Hart, 6(1), 1994, p. 126-131.

La prévention des accidents cérébrovasculaires : facteurs à considérer aux fins de l'élaboration d'une politique en matière de santé. C. Lenfant et E.J. Roccella, 6(1), 1994, p. 216-223.

Prévention des accidents cérébrovasculaires : incidence sur la politique en matière de santé. A. Chockalingam, 6(1), 1994, p. 207-210.

Prévention des accidents cérébrovasculaires dans la collectivité : amélioration de la nutrition au Japon. Y. Yamori et R. Horie, 6(1), 1994, p. 181-188.

Prévention des accidents cérébrovasculaires au niveau communautaire : un défi pour le Portugal. M.O. Carrageta, L. Negrao et F. de Padua, 6(1), 1994, p. 189-195.

Prévention primaire des accidents cérébrovasculaires. A. Chockalingam, 6(1), 1994, p. 73-75.

Prévention secondaire de l'accident cérébrovasculaire. A. Shuaib, 6(1), 1994, p. 111-113.

Projet P.O.R.T. : prévention secondaire et tertiaire des accidents cérébrovasculaires. L.B. Goldstein et D.B. Matchar, 6(1), 1994, p. 154-159.

Promouvoir le renoncement au tabac : la prévention des accidents cérébrovasculaires. E. Wilson, 6(1), 1994, p. 100-105.

Relation entre le taux de cholestérol et les accidents cérébrovasculaires. D. R. Jacobs, 6(1), 1994, p. 87-93.

Le rôle de l'exercice physique dans la prévention des accidents cérébrovasculaires. G.F. Fletcher, 6(1), 1994, p. 106-110.

La surveillance des accidents cérébrovasculaires. S.J. Phillips, 6(1), 1994, p. 55-57.

La surveillance des accidents cérébrovasculaires : un aperçu. A.T. Wielgosz, 6(1), 1994, p. 58-61.

Surveillance des accidents cérébrovasculaires au Canada. N.E. Mayo, A. Chockalingam, B.A. Reeder *et al.*, 6(1), 1994, p. 62-72.

Survол des progrès en prévention des accidents cérébrovasculaires. H.J.M. Barnett, 6(1), 1994, p. 132-138.

Adolescent(e)

Voir Jeunesse

Aînés

Voir aussi Vieillesse

Chutes, gens âgés et recours aux services de santé. K. Wilkins, 10(4), 1999, p. 47-57.

Les besoins des personnes âgées en matière d'aide personnelle. J. Chen et R. Wilkins, 10(1), 1998, p. 41-53.

La polymédication chez les personnes âgées, W.J. Millar, 9(4), 1998, p. 11-18.

Résidents âgés des établissements de santé. P. Tully et C. Mohl, 7(3), 1995, p. 27-30.

Les soins à domicile au Canada. K. Wilkins et E. Park, 10(1), 1998, p. 31-40.

Alcool

Comportement à risque multiple chez les adolescents et les jeunes adultes. N.L. Galambos et L.C. Tilton-Weaver, 10(2), 1998, p. 9-21.

Anévrismes de l'aorte abdominale

Chirurgie des anévrismes de l'aorte abdominale : différences selon le sexe. G.F. Parsons, J.F. Gentleman et K.W. Johnston, 9(1), 1997, p. 9-18.

Tendances de la mortalité et de la morbidité hospitalière dues à des anévrismes de l'aorte abdominale. W.J. Millar, C.W. Cole et G.B. Hill, 7(1), 1995, p. 21-30.

Assurance-maladie

Disparités des régimes d'assurance-médicaments. W.J. Millar, 10(4), 1999, p. 9-30.

Asthme

L'asthme chez l'enfant. W.J. Millar et G.B. Hill, 10(3), 1998, p. 9-22.

Avortements

Voir aussi Avortements spontanés

Un aperçu des avortements thérapeutiques au Canada en 1992. S. Wadhwa, 6(2), 1994, p. 279-286.

Avortements du deuxième trimestre : tendances et complications médicales. S. Wadhwa, 6(4), 1994, p. 441-455.

État matrimonial et avortement. S. Wadhwa et W.J. Millar, 9(3), 1998, p. 19-27.

La grossesse chez les adolescentes, de 1974 à 1994. S. Wadhwa et W.J. Millar, 9(3), 1998, p. 9-17.

Issue des grossesses. S. Wadhwa et W.J. Millar, 8(1), 1996, p. 7-16.

Avortements spontanés

Voir aussi Avortements

La grossesse chez les adolescentes, de 1974 à 1994. S. Wadhwa et W.J. Millar, 9(3), 1998, p. 9-17.

Issue des grossesses. S. Wadhwa et W.J. Millar, 8(1), 1996, p. 7-16.

B

Base de données

Faits saillants sur la Base de données nationale sur les médecins (BDNM). J. Strachan, L. Flor et P. Moïse, 6(2), 1994, p. 295-299.

Historique de la statistique de l'état civil au Canada: première partie - de 1605 à 1945. M. Fair, 6(3), 1994, p. 355-375.

Le Registre canadien des insuffisances et des transplantations d'organes. P. Copeston, S. Fenton et C. Kjellstrand, 6(4), 1994, p. 457-468.

Blessures

Voir Accidents

Blessures sportives

Facteurs liés au port du casque à vélo. W.J. Millar et I.B. Pless, 9(2), 1997, p. 33-42.

C

Cancer

Évolution des tendances de l'incidence du mélanome et de la mortalité par ce cancer. L.A. Gaudette et R.-N. Gao, 10(2), 1998, p. 33-46.

Incidence du cancer et mortalité due au cancer, 1997. Le Comité directeur des statistiques canadiennes sur le cancer *et al.*, 8(4), 1997, p. 43-54.

L'incidence du cancer et de la mortalité par cancer au Canada. L.A. Gaudette, C.A. Altmayer, M. Wysocki *et al.*, 10(1), 1998, p. 55-72.

Le non-respect des lignes directrices quant au test de Papanicolaou. J. Lee, G.F. Parsons et J. Gentleman, 10(1), 1998, p. 9-21.

Le point sur la mortalité par cancer du sein, 1995. L.A. Gaudette, R.-N. Gau, M. Wysocki *et al.*, 9(1), 1997, p. 33-36.

Qui ne se fait pas mammographier? J.F. Gentleman et J. Lee, 9(1), 1997, p. 19-29.

Tendances de l'incidence du cancer du sein et de la mortalité par ce cancer. L.A. Gaudette, C. Silberberger, C.A. Altmayer *et al.*, 8(2), 1996, p. 31-40.

Tendances relatives à l'utilisation de la mammographie, 1981 à 1994. L.A. Gaudette, C.A. Altmayer, K.M.P. Nobrega *et al.*, 8(3), 1996, p. 19-30.

Causes de décès

Voir aussi Mortalité

Causes de décès : différences entre les sexes. K. Wilkins, 7(2), 1995, p. 39-50.

Causes multiples de décès. K. Wilkins, M. Wysocki, C. Morin, *et al.*, 9(2), 1997, p. 21-32.

Césariennes

Diminution du taux de césariennes : la tendance va-t-elle se poursuivre? W.J. Millar, C. Nair et S. Wadhwa, 8(1), 1996, p. 17-24.

Risques de la maternité à un âge avancé. Y.C. MacNab, J. Macdonald et T.A. Tuk, 9(2), 1997, p. 43-53.

Chirurgie

Chirurgie des anévrismes de l'aorte abdominale : différences selon le sexe. G.F. Parsons, J.F. Gentleman et K.W. Johnston, 9(1), 1997, p. 9-18.

Fractures de la hanche: mortalité, morbidité et traitement chirurgical. W.J. Millar et G.B. Hill, 6(3), 1994, p. 323-337.

Taux élevés et faibles des interventions chirurgicales dans différentes divisions de recensement au Canada. J.F. Gentleman, G.F. Parsons, M.N. Walsh *et al.*, 6(4), 1994, p. 403-440.

Tendances en matière d'hospitalisation, de 1982-1983 à 1992-1993. J. Randhawa et R. Riley, 7(1), 1995, p. 45-53.

Collecte de données

Voir aussi Enquête sur la santé

Causes multiples de décès. K. Wilkins, M. Wysocki, C. Morin *et al.*, 9(2), 1997, p. 21-32.

Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale. L. Swain, G. Catlin et Marie P. Beaudet, 10(4), 1999, p. 73-89.

Consommation de médicaments

Voir Usage de médicaments

Consultation externe

Voir aussi Soins de santé

La rationalisation dans les hôpitaux canadiens, 1986-1987 à 1994-1995. P. Tully et É. Saint-Pierre, 8(4), 1997, p. 35-42.

Coroners et médecins légistes

Commentaires sur le rôle du coroner en Ontario: interroger la mort pour protéger la vie. K. Wilkins, 6(3), 1994, p. 353.

Le rôle du coroner en Ontario: interroger la mort pour protéger la vie. J. Young et J.M. Wagner, 6(3), 1994, p. 339-347.

D

Décès

Voir aussi Causes de mortalité

Évolution des tendances de l'incidence du mélanome et de la mortalité par ce cancer. L.A. Gaudette et R.-N. Gao, 10(2), 1998, p. 33-46.

Les besoins en données interprovinciales pour des indicateurs locaux de la santé : l'expérience de la Colombie-Britannique. K.F. Burr, B. McKee, L.T. Foster *et al.*, 7(2), 1995, p. 19-27.

Décès 1993. F. Nault et K. Wilkins, 7(1), 1995, p. 55-67.

Diminution des écarts de mortalité, de 1978 à 1995. F. Nault, 9(1), 1997, p. 37-43.

L'incidence du cancer et de la mortalité par cancer au Canada. L.A. Gaudette, C.A. Altmayer, M. Wysocki *et al.*, 10(1), 1998, p. 55-72.

Mortalité cérébrovasculaire et facteurs de risque connexes en Finlande : tendances des 20 dernières années. C. Sarti, E. Vartiainen, J. Torppa *et al.*, 6(1), 1994, p. 196-206.

Mortalité infantile et faible poids à la naissance, 1975 à 1995. F. Nault, 9(3), 1998, p. 43-51.

Niveau de scolarité de la mère et mortalité fatale et infantile au Québec. J. Chen, M. Fair, R. Wilkins *et al.*, 10(2), 1998, p. 57-70.

Profils mensuels et quotidiens des décès. R. Trudeau, 9(1), 1997, p. 45-53.

Un survol de la mortalité au Canada en 1992. F. Nault et D. Ford, 6(2), 1994, p. 287-294.

Tendances de l'incidence du cancer du sein et de la mortalité par ce cancer. L.A. Gaudette, C. Silberberger, C.A. Altmayer *et al.*, 8(2), 1996, p. 31-40.

Tendances de la mortalité et de la morbidité hospitalière dues à des anévrismes de l'aorte abdominale. W.J. Millar, C.W. Cole et G.B. Hill, 7(1), 1995, p. 21-30.

Démence

Démence chez les personnes âgées. G. Hill, W. Forbes, J.-M. Berthelot *et al.*, 8(2), 1996, p. 7-11.

Démographie

Impact des nouvelles estimations de la population sur la statistique de la santé et de l'état civil. R. Bender, 7(1), 1995, p. 7-20.

Dépendance

Voir aussi Soutien social

Les besoins des personnes âgées en matière d'aide personnelle. J. Chen et R. Wilkins, 10(1), 1998, p. 41-53.

Espérance de santé selon le statut d'immigrant, 1986 et 1991. J. Chen, R. Wilkins et E. Ng, 8(3), 1996, p. 31-41.

L'incapacité chez les Autochtones du Canada en 1991. E. Ng, 8(1), 1996, p. 25-33.

Problèmes de santé chronique, incapacités physiques et dépendance à l'égard d'autrui chez les personnes âgées qui vivent dans la collectivité. K. Wilkins et E. Park, 8(3), 1996, p. 7-17.

Dépression

Voir aussi Santé mentale

Dépression. M.P. Beaudet, 7(4), 1996, p. 11-25.

La dépression : un trouble partiellement traité? B. Diverty et M.P. Beaudet, 8(4), 1997, p. 9-19.

Diabète sucré

La santé des diabétiques au Canada. R. James, T. K. Young, C. A. Mustard *et al.*, 9(3), 1998, p. 53-9.

Divorce

Différences d'âge dans les couples mariés et qui divorcent. J.F. Gentleman et E. Park, 6(2), 1994, p. 225-240.

Divorces des années 1990. J.F. Gentleman et E. Park, 9(2), 1997, p. 57-62.

Dossiers médicaux

Voir Collecte de données
Enquêtes sur la santé

Douleur

La douleur chronique. W.J. Millar, 7(4), 1996, p. 51-58.



Enfants

Voir aussi Jeunesse

L'asthme chez l'enfant. W.J. Millar et G.B. Hill, 10(3), 1998, p. 9-22.

Enquêtes sur la santé

Voir aussi Collecte de données

Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale. L. Swain, G. Catlin et Marie P. Beaudet, 10(4), 1999, p. 73-89.

Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population. J.-L. Tambay et G. Catlin, 7(1), 1995, p. 31-42.

Équipement de sécurité

Facteurs liés au port du casque à vélo. W.J. Millar et I.B. Pless, 9(2), 1997, p. 33-42.

Espérance de vie

Voir aussi Tables de mortalité

Indicateurs du statut de la santé

Démence chez les personnes âgées. G.B. Hill, W. Forbes, J.-M. Berthelot *et al.*, 8(2), 1996, p. 7-11.

Diminution des écarts de mortalité, de 1978 à 1995. F. Nault, 9(1), 1997, p. 37-43.

L'éradication de la maladie : pas toujours une bénédiction. W.J. Millar et G.B. Hill, 7(3), 1995, p. 7-14.

Espérance de vie ajustée sur la santé. M.C. Wolfson, 8(1), 1996, p. 43-49.

L'espérance de vie des Canadiens. W.J. Millar, 7(3), 1995, p. 23-26.

Établissements de soins de santé

Voir aussi Hôpitaux

Maisons d'hébergement pour femmes violentées. R. Trudeau, 7(3), 1995, p. 31-35.

Résidents âgés des établissements de santé. P. Tully et C. Mohl, 7(3), 1995, p. 27-30.

Exercice

Le rôle de l'exercice physique dans la prévention des accidents cérébrovasculaires. G.F. Fletcher, 6(1), 1994, p. 106-110.

F

Fractures de la hanche

Fractures de la hanche: mortalité, morbidité et traitement chirurgical. W.J. Millar et G.B. Hill, 6(3), 1994, p. 323-337.

G

Grossesse

Voir aussi Naissances

La grossesse chez les adolescentes, de 1974 à 1994. S. Wadhwa et W.J. Millar, 9(3), 1998, p. 9-17.

Issue des grossesses. S. Wadhwa et W.J. Millar, 8(1), 1996, p. 7-16.

L'issue de la grossesse, le milieu social et la santé de l'enfant. J. Chen et W.J. Millar, 10(4), 1999, p. 59-71.

L'utilisation des services hospitaliers et la grossesse. T. Werschler, 10(1), 1998, p. 23-30.

Niveau de scolarité de la mère et facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin. W.J. Millar et J. Chen, 10(2), 1998, p. 47-56.

Niveau de scolarité de la mère et mortalité fatale et infantile au Québec. J. Chen, M. Fair, R. Wilkins *et al.*, 10(2), 1998, p. 57-70.

H

Hôpitaux

Voir aussi Établissements de soins de santé

La rationalisation dans les hôpitaux canadiens, 1986-1987 à 1994-1995. P. Tully et É. Saint-Pierre, 8(4), 1997, p. 35-42.

Hospitalisation

Caractéristiques des utilisateurs des services hospitaliers. K. Wilkins et E. Park, 9(3), 1998, p. 29-39.

Qui va à l'hôpital? Étude des gros consommateurs de soins hospitaliers. H. Johansen, C. Nair et J. Bond, 6(2), 1994, p. 253-277.

La santé des immigrants au Canada en 1994-1995. J. Chen, E. Ng et R. Wilkins, 7(4), 1996, p. 37-50.

Tendances actuelles et futures en matière d'hospitalisation après une crise cardiaque. H. Johansen, C. Nair et G. Taylor, 10(2), 1998, p. 23-31.

Statistiques sur la santé mentale de 1982-1983 à 1993-1994. J. Randhawa et R. Riley, 7(4), 1996, p. 59-65.

Tendances en matière d'hospitalisation, de 1982-1983 à 1992-1993. J. Randhawa et R. Riley, 7(1), 1995, p. 45-53.

Tendances de la mortalité et de la morbidité hospitalière dues à des anévrismes de l'aorte abdominale. W.J. Millar, C.W. Cole et G.B. Hill, 7(1), 1995, p. 21-30.

L'utilisation des services hospitaliers et la grossesse. T. Werschler, 10(1), 1998, p. 23-30.

I

Immigrants

Espérance de santé selon le statut d'immigrant, 1986 et 1991. J. Chen, R. Wilkins et E. Ng, 8(3), 1996, p. 31-41.

La santé des immigrants au Canada en 1994-1995. J. Chen, E. Ng et R. Wilkins, 7(4), 1996, p. 37-50.

La tuberculose, 1994. K. Wilkins, 8(1), 1996, p. 35-41.

Indicateurs du statut de la santé

Voir aussi Espérance de vie
Tables de mortalité

Espérance de santé selon le statut d'immigrant, 1986 et 1991. J. Chen, R. Wilkins et E. Ng, 8(3), 1996, p. 31-41.

Espérance de vie ajustée sur la santé. M.C. Wolfson, 8(1), 1996, p. 43-49.

Impact des nouvelles estimations de la population sur la statistique de la santé et de l'état civil. R. Bender, 7(1), 1995, p. 7-20.

Indice de l'état de santé : mesurer les écarts dans l'état de santé en Ontario, selon la situation socioéconomique. R. Roberge, J.-M. Berthelot et M.C. Wolfson, 7(2), 1995, p. 29-37.

La santé : une question d'attitude. S. Hood, M.P. Beaudet et G. Catlin, 7(4), 1996, p. 27-36.

J

Jeunesse

Voir aussi Enfants

Comportement à risque multiple chez les adolescents et les jeunes adultes. N.L. Galambos et L.C. Tilton-Weaver, 10(2), 1998, p. 9-21.

La grossesse chez les adolescentes, de 1974 à 1994. S. Wadhwa et W.J. Millar, 9(3), 1998, p. 9-17.

L

Limitations d'activités

Espérance de santé selon le statut d'immigrant, 1986 et 1991. J. Chen, R. Wilkins et E. Ng, 8(3), 1996, p. 31-41.

L'incapacité chez les Autochtones du Canada en 1991. E. Ng, 8(1), 1996, p. 25-33.

Problèmes de santé chroniques, incapacités physiques et dépendance à l'égard d'autrui chez les personnes âgées qui vivent dans la collectivité. K. Wilkins et E. Park, 8(3), 1996, p. 7-17.

M

Maisons de santé

Voir Établissements de soins de santé

Maladies du système circulatoire

Courir le risque d'avoir une première maladie cardiaque ou une rechute. Johansen H, Nargunkar M, Nair C et al., 1998; 9(4): 19-30.

L'aspirine administrée dans les cas d'atteinte carotidienne asymptomatique. R. Côté, 6(1), 1994, p. 114-120.

Causes multiples de décès. K. Wilkins, M. Wysocki, C. Morin et al., 9(2), 1997, p. 21-32.

Les facteurs alimentaires, liés aux accidents cérébrovasculaires et aux principales maladies cardiovasculaires : comparaison épidémiologique à l'échelle internationale pour la prévention par le régime alimentaire. Y. Yamori, Y. Nara, S. Mizushima et al., 6(1), 1994, p. 22-27.

Fondement théorique des mesures d'intervention communautaire de prévention et de lutte contre les maladies cardiovasculaires. D.R. MacLean, 6(1), 1994, p. 174-180.

Ischémie cérébrale transitoire : prévalence dans la communauté et sensibilisation. J.F. Toole, 6(1), 1994, p. 121-125.

Maladie du coeur et population en âge de travailler. H. Johansen, 10(4), 1999, p. 31-45.

Le retard de croissance intra-utérin augmente le risque de maladies cardiovasculaires. C.N. Martyn et D.J.P. Barker, 6(1), 1994, p. 45-53.

Tendances actuelles et futures en matière d'hospitalisation après une crise cardiaque. H. Johansen, C. Nair et G. Taylor, 10(2), 1998, p. 23-31.

Trouver le juste équilibre. D.R. MacLean, 6(1), 1994, p. 171-173.

Variations ayant trait à l'angioplastie et au pontage. H. Johansen, C. Nair et G. Taylor, 10(3), 1998, p. 67-81.

Mammographie

Qui ne se fait pas mammographier? J.F. Gentleman et J. Lee, 9(1), 1997, p. 19-29.

Tendances relatives à l'utilisation de la mammographie, 1981 à 1994. L.A. Gaudette, C.A. Altmayer, K.M.P. Nobrega *et al.*, 8(3), 1996, p. 19-30.

Mariage

Différences d'âge dans les couples mariés et qui divorcent. J.F. Gentleman et E. Park, 6(2), 1994, p. 225-240.

Vingt ans de mariage. F. Nault, 8(2), 1996, p. 41-49.

Médecins

Faits saillants sur la Base de données nationale sur les médecins (BDNM). J. Strachan, L. Flor et P. Moïse, 6(2), 1994, p. 295-299.

À quelle distance se trouve le médecin le plus proche? E. Ng, R. Wilkins, J. Pole *et al.*, 8(4), 1997, p. 21-34.

Ménopause

Caractéristiques des femmes utilisant l'hormonothérapie substitutive. M.P. Beaudet, W. Walop et C. Le Petit, 9(2), 1997, p. 9-19.

Morbidité

Voir Hospitalisation

Mortalité

Voir Décès

N

Naissances

Voir aussi Grossesse

Caractéristiques démographiques des mères et taux d'insuffisance pondérale à la naissance au Canada, 1961 à 1990. E. Ng et R. Wilkins, 6(2), 1994, p. 241-252.

Changements des tendances de la fécondité, 1974 à 1994. D. Ford et F. Nault, 8(3), 1996, p. 43-51.

L'issue de la grossesse, le milieu social et la santé de l'enfant. J. Chen et W.J. Millar, 10(4), 1999 p. 59-71.

Niveau de scolarité de la mère et facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin. W.J. Millar et J. Chen, 10(2), 1998, p. 47-56.

Niveau de scolarité de la mère et mortalité fatale et infantile au Québec. J. Chen, M. Fair, R. Wilkins *et al.*, 10(2), 1998, p. 57-70.

Risques de la maternité à un âge avancé. Y.C. MacNab, J. Macdonald et T.A. Tuk, 9(2), 1997, p. 43-53.

Néoplasme

Voir Cancer

Nutrition

Les facteurs alimentaires liés aux accidents cérébrovasculaires et aux principales maladies cardiovasculaires : comparaison épidémiologique à l'échelle internationale pour la prévention par le régime alimentaire. Y. Yamori, Y. Nara, S. Mizushima *et al.*, 6(1), 1994, p. 22-27.

Prévention des accidents cérébrovasculaires dans la collectivité : amélioration de la nutrition au Japon. Y. Yamori et R. Horie, 6(1), 1994, p. 181-188.

P

Personnel infirmier

L'étude OXCHECK : perspective des infirmières. C. O'Neill, 6(1), 1994, p. 160-165.

Infirmiers autorisés, 1995. R. Trudeau, 8(2), 1996, p. 23-30.

Peuples autochtones

La santé des résidents du Nord, B. Diverty et C. Pérez, 9(4), 1998, p. 51-61.

La tuberculose, 1994. K. Wilkins, 8(1), 1996, p. 35-41.

L'incapacité chez les Autochtones du Canada en 1991. E. Ng, 8(1), 1996, p. 25-33.

Tendances de l'incidence du cancer du sein et de la mortalité par ce cancer. L.A. Gaudette, C. Silberberger, C.A. Altmayer *et al.*, 8(2), 1996, p. 31-40.

Planification de la santé

Voir aussi Planification de santé
Soins de santé régionale

La réforme de la santé en Saskatchewan. G. Bell, 6(1), 1994, p. 211-215.

Planification de santé régionale

Voir Planification de soins de santé
Soins de santé

Les besoins en données interprovinciales pour des indicateurs locaux de la santé : l'expérience de la Colombie-Britannique. K.F. Burr, B. McKee, L.T. Foster *et al.*, 7(2), 1995, p. 19-27.

Fondement théorique des mesures d'intervention communautaire de prévention et de lutte contre les maladies cardiovasculaires. D.R. MacLean, 6(1), 1994, p. 174-180.

Poids faible à la naissance

Les besoins en données interprovinciales pour des indicateurs locaux de la santé : l'expérience de la Colombie-Britannique. K.F. Burr, B. McKee, L.T. Foster *et al.*, 7(2), 1995, p. 19-27.

Changements des tendances de la fécondité, 1974 à 1994. D. Ford et F. Nault, 8(3), 1996, p. 43-51.

L'issue de la grossesse, le milieu social et la santé de l'enfant. J. Chen et W.J. Millar, 10(4), 1999, p. 59-71.

Mortalité infantile et faible poids à la naissance, 1975 à 1995. F. Nault, 9(3), 1998, p. 43-51.

Niveau de scolarité de la mère et facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin. W.J. Millar et J. Chen, 10(2), 1998, p. 47-56.

Niveau de scolarité de la mère et mortalité fatale et infantile au Québec. J. Chen, M. Fair, R. Wilkins *et al.*, 10(2), 1998, p. 57-70.

Risques de la maternité à un âge avancé. Y.C. MacNab, J. Macdonald et T.A. Tuk, 9(2), 1997, p. 43-53.

Problèmes de santé chroniques

La douleur chronique. W.J. Millar, 7(4), 1996, p. 51-58.

Problèmes de santé chroniques, incapacités physiques et dépendance à l'égard d'autrui chez les personnes âgées qui vivent dans la collectivité. K. Wilkins et E. Park, 8(3), 1996, p. 7-17.

La santé des immigrants au Canada en 1994-1995. J. Chen, E. Ng et R. Wilkins, 7(4), 1996, p. 37-50.

Profession

Voir Statut socioéconomique

Promotion de la santé

Comment rejoindre les fumeurs de faible niveau de scolarité. W.J. Millar, 8(2), 1996, p. 13-22.

Psychiatrie

Voir Santé mentale

R

Résidents du grand nord

La santé des résidents du Nord. B. Diverty et C. Pérez, 9(4), 1998, p. 51-61.

Revenu

Voir Statut socioéconomique

S

Santé mentale

Voir aussi Dépression
Stress, psychologique

Statistiques sur la santé mentale de 1982-1983 à 1993-1994. J. Randhawa et R. Riley, 7(4), 1996, p. 59-65.

Le stress au travail et la santé. K. Wilkins et M.P. Beaudet, 10(3), 1998, p. 49-66.

Santé préventive

Accroître la pratique préventive. S. Stachenko, 6(1), 1994, p. 1-7.

Correction des facteurs de risque dans la prévention de l'accident cérébrovasculaire : principaux essais cliniques sur l'hypertension. N.E. Borhani, 6(1), 1994, p. 76-86.

Facteurs liés au port du casque à vélo. W.J. Millar et I.B. Pless, 9(2), 1997, p. 33-42.

Plan du projet de prévention clinique des accidents cérébrovasculaires de la Saskatchewan. B.A. Reeder, V. Ramsden, A. Shuaib et al., 6(1), 1994, p. 166-170.

Pratique clinique préventive. L.B. Goldstein, 6(1), 1994, p. 139-141.

La pratique de la prévention. R.W. Elford, P. Jennett, N. Bell et al., 6(1), 1994, p. 142-153.

La prévention des accidents cérébrovasculaires : facteurs à considérer aux fins de l'élaboration d'une politique en matière de santé. C. Lenfant et E.J. Roccella, 6(1), 1994, p. 216-223.

Prévention des accidents cérébrovasculaires : incidence sur la politique en matière de santé. A. Chockalingam, 6(1), 1994, p. 207-210.

La prévention de l'accident cérébrovasculaire en présence de fibrillation auriculaire : une mise à jour. R.G. Hart, 6(1), 1994, p. 126-131.

Prévention des accidents cérébrovasculaires dans la collectivité : amélioration de la nutrition au Japon. Y. Yamori et R. Horie, 6(1), 1994, p. 181-188.

Prévention des accidents cérébrovasculaires au niveau communautaire : un défi pour le Portugal. M.O. Carrageta, L. Negrao et F. de Padua, 6(1), 1994, p. 189-195.

Prévention primaire des accidents cérébrovasculaires. A. Chockalingam, 6(1), 1994, p. 73-75.

Prévention secondaire de l'accident cérébrovasculaire. A. Shuaib, 6(1), 1994, p. 111-113.

Prévention secondaire et tertiaire des accidents cérébrovasculaires. L.B. Goldstein et D.B. Matchar, 6(1), 1994, p. 154-159.

Survol des progrès en prévention des accidents cérébrovasculaires. H.J.M. Barnett, 6(1), 1994, p. 132-138.

Santé professionnelle

Quels sont les travailleurs qui fument? L.A. Gaudette, R. Richardson et S. Huang, 10(3), 1998, p. 35-47.

Le stress au travail et la santé. K. Wilkins et M.P. Beaudet, 10(3), 1998, p. 49-66.

Soins de santé

Voir aussi Établissements de soins de santé
Hôpitaux
Hospitalisation
Médecins
Planification de la santé
Planification de santé régionale
Personnel infirmier

Caractéristiques des utilisateurs des services hospitaliers, K. Wilkins et E. Park, 9(3), 1998, p. 29-39

La dépression : un trouble partiellement traité? B. Diverty et M.P. Beaudet, 8(4), 1997, p. 9-19.

La rationalisation dans les hôpitaux canadiens, 1986-1987 à 1994-1995. P. Tully et É. Saint-Pierre, 8(4), 1997, p. 35-42.

Statistiques sur la santé mentale de 1982-1983 à 1993-1994. J. Randhawa et R. Riley, 7(4), 1996, p. 59-65.

Soutien social

Voir aussi Dépendance

Les besoins des personnes âgées en matière d'aide personnelle. J. Chen et R. Wilkins, 10(1), 1998, p. 41-53.

Les soins à domicile au Canada. K. Wilkins et E. Park, 10(1), 1998, p. 31-40.

Statistiques de l'état civil

Voir aussi Décès
Démographie
Divorce
Mariage
Naissances

Historique de la statistique de l'état civil au Canada : première partie - de 1605 à 1945. M. Fair, 6(3), 1994, p. 355-375.

Statut socioéconomique

Comment rejoindre les fumeurs de faible niveau de scolarité. W.J. Millar, 8(2), 1996, p. 13-22.

Indice de l'état de santé : mesurer les écarts dans l'état de santé en Ontario, selon la situation socioéconomique. R. Roberge, J.-M. Berthelot et M.C. Wolfson, 7(2), 1995, p. 29-37.

Maladie du coeur et population en âge de travailler. H. Johansen, 10(4), 1999, p. 31-45.

Stress, psychologique

Voir aussi Santé mentale

La santé : une question d'attitude. S. Hood, M.P. Beaudet et G. Catlin, 7(4), 1996, p. 27-36.

Le stress au travail et la santé. K. Wilkins et M.P. Beaudet, 10(3), 1998, p. 49-66.

T

Tabagisme

Attitudes à l'égard du tabac. N. Ross et C. Pérez, 10(3), 1998, p. 23-34.

Cesser de fumer : est-ce plus difficile si l'on a commencé jeune? J. Chen et W.J. Millar, 9(4), 1998, p. 39-48.

Comment rejoindre les fumeurs de faible niveau de scolarité. W.J. Millar, 8(2), 1996, p. 13-22.

Comportement à risque multiple chez les adolescents et les jeunes adultes. N.L. Galambos et L.C. Tilton-Weaver, 10(2), 1998, p. 9-21.

L'habitude de fumer et les tentatives pour s'en défaire. M. Stephens et J. Siroonian, 9(4), 1998, p. 31-38.

Niveau de scolarité de la mère et facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin. W.J. Millar et J. Chen, 10(2), 1998, p. 47-56.

Promouvoir le renoncement au tabac : la prévention des accidents cérébrovasculaires. E. Wilson, 6(1), 1994, p. 100-105.

Quels sont les travailleurs qui fument? L.A. Gaudette, A. Richardson et S. Huang, 10(3), 1998, p. 35-47.

Rapport sommaire de l'Atelier sur la surveillance de l'usage du tabac. C. Mills, T. Stephens et K. Wilkins, 6(3), 1994, p. 377-387.

Tables de mortalité

Voir aussi *Espérance de vie*

Indicateurs du statut de la santé

Incidence de la méthode d'estimation et de la correction de la population sur les estimations tirées des tables de mortalité canadiennes. E. Ng et J.F. Gentleman, 7(3), 1995, p. 15-22.

Tendances saisonnières

Profils mensuels et quotidiens des décès. R. Trudeau, 9(1), 1997, p. 45-53.

Tuberculose

Incidence de la tuberculose au Canada en 1992. K. Wilkins, 6(2), 1994, p. 301-309.

La tuberculose, 1994. K. Wilkins, 8(1), 1996, p. 35-41.

U

Usage de médicaments

Caractéristiques des femmes utilisant l'hormonothérapie substitutive. M.P. Beaudet, W. Walop et C. Le Petit, 9(3), 1997, p. 9-19.

Dépression. M.P. Beaudet, 7(4), 1996, p. 11-25.

Disparités des régimes d'assurance-médicaments. W.J. Millar, 10(4), 1999, p. 9-30.

La douleur chronique. W.J. Millar, 7(4), 1996, p. 51-58.

La polymédication chez les personnes âgées. W.J. Millar, 9(4), 1998, p. 11-18.

L'aspirine administrée dans les cas d'atteinte carotidienne asymptomatique. R. Côté, 6(1), 1994, p. 114-120.

V

Vieillesse

Voir aussi *Aînés*

Chutes, gens âgés et recours aux services de santé. K. Wilkins, 10(4) 1999, p. 47-57.

Démence chez les personnes âgées. G.B. Hill, W. Forbes, J.-M. Berthelot et al., 8(2), 1996, p. 7-11.

L'éradication de la maladie : pas toujours une bénédiction. W.J. Millar et G.B. Hill, 7(3), 1995, p. 7-14.

Les besoins des personnes âgées en matière d'aide personnelle. J. Chen et R. Wilkins, 10(1), 1998, p. 41-53.

Les soins à domicile au Canada. K. Wilkins et E. Park, 10(1), 1998, p. 31-40.

Espérance de vie ajustée sur la santé. M.C. Wolfson, 8(1), 1996, p. 43-49.

Violence conjugale

Maisons d'hébergement pour femmes violentées. R. Trudeau, 7(3), 1995, p. 31-35.



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 : <http://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 \$
			Internet	87 \$ 26 \$	87 \$ 26 \$	87 \$ 26 \$
Indicateurs sur la santé		82-221-XDB	Disquette	250 \$	250 \$	250 \$
Naissances						
Naissances et décès [‡]		84-210-XPB 84-210-XMB 84-210-XIB	Papier	35 \$	35 \$	35 \$
			Microfiche	25 \$	25 \$	25 \$
			Internet	26 \$	26 \$	26 \$
Santé périnatale : grossesse et taux, Canada, de 1974 à 1993		82-568-XPB	Papier	32 \$	39 \$	45 \$
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 \$
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 \$
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 \$
Renseignements sur l'Enquête nationale sur la santé de la population	82F0068XIF	Internet	Gratuit	Gratuit	Gratuit
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 \$
Données administratives sur les infirmières et infirmiers autorisés	83F005XPB	Papier	25 \$	25 \$	25 \$
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,	82F0001XCB	CD-ROM	800 \$	800 \$
	fichier texte ASCII	82F0001XDB	Disquette	650 \$	650 \$
Établissements de soins de santé	Fichier texte ASCII	82M0010XDB	Disquette	250 \$	250 \$
Questions supplémentaires, 1994-95	Fichier texte ASCII	82M00185EDB	Disquette	500 \$	500 \$
Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée		
	Établissements de soins de santé	82C0015	Le prix varie selon l'information demandée		
Cycle 2, 1996-1997					
Composante des ménages et établissements de soins de santé	Ménages - données transversales	82M0009XCB	CD-ROM	2 000 \$	2 000 \$
	Browser Beyond 20/20 - fichier de santé seulement fichier texte ASCII	Version 1			
	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	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée		
	Établissements de soins de santé	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 au printemps de 1999.

Que savez-vous de la criminalité juvénile

Un profil de la justice pour les jeunes au Canada répond à bon nombre de vos questions.



Suivez Michel (un personnage fictif) dans le système de justice. Que lui arrive-t-il après qu'il ait volé un lecteur de disques compacts portatif dans un grand magasin? Quelle est la réaction de la police? Sera-t-il admissible à un programme de mesures de rechange, ou devra-t-il passer du temps en prison?

Facile à lire, car il est rédigé sous forme de questions et réponses, **Un profil de la justice pour les jeunes au Canada** est idéal pour les éducateurs, les étudiants, les décideurs et tous ceux qui travaillent dans le domaine de la justice, qu'il s'agisse de personnes ayant une connaissance limitée du système de justice ou de spécialistes. Ce profil traite de questions courantes comme les suivantes :

- Quelle législation s'applique actuellement aux jeunes contrevenants?
- Comment fonctionnent les mesures de rechange?
- De quelle façon la criminalité chez les jeunes varie-t-elle dans l'ensemble du Canada?
- Les adolescents du groupe le plus jeune sont-ils inculpés de crimes de nature différente de ceux que commettent les adolescents plus âgés?
- Qui sont les victimes de la violence chez les jeunes?
- Combien de jeunes sont renvoyés à un tribunal pour adultes?
- Les adolescents et les adolescentes se voient-ils imposer des peines de même longueur?
- Quels types d'infractions les récidivistes commettent-ils?
- Quels facteurs au Canada peuvent influencer sur la criminalité chez les jeunes?

Avec 41 graphiques et 8 tableaux, le lecteur trouvera dans **Un profil de la justice pour les jeunes au Canada** beaucoup d'illustrations qui l'aideront à comprendre la justice pour les jeunes au Canada. C'est en effet un excellent manuel pour des cours de droit et de criminologie. Émaillé d'exemples et de chiffres, c'est aussi un ouvrage de référence exhaustif pour les chercheurs et les décideurs.

On peut se procurer **Un profil de la justice pour les jeunes au Canada** en version imprimée (n°85-544-XPF au cat.) pour 40 \$ au Canada et 40 \$ US à l'extérieur du Canada. On peut aussi l'obtenir par Internet (n°85-544-XIF au cat.) pour 30 \$.

Commandez votre exemplaire aujourd'hui en appelant sans frais le 1 800 267-6677, en envoyant une télécopie sans frais au 1 800 889-9734, ou encore en écrivant à Statistique Canada, Division de la diffusion, direction des ventes, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) Canada K1A 0T6.

Vous pouvez aussi vous adresser au Centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous (voir liste dans cette publication) ou bien passer votre commande par Internet, à order@statcan.ca.

Pour des demandes de données personnalisées ou de l'information sur le système de justice canadien, composez le **1 800 387-2231**.