



N° 82-003-XIF au catalogue

Rapports sur la santé

Automne 1999
Vol. 11, n° 2

- Mères seules
- Enfants hospitalisés
- Travailler de longues heures
- Hormonothérapie et arthrite
- Conducteurs âgés



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, microfilm et bande magnétique. Des cartes et d'autres documents de référence géographiques sont disponibles pour certaines sortes de données. L'accès direct à des données agrégées est possible par le truchement de CANSIM, la base de données ordiolinguistique et le système d'extraction de Statistique Canada.

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à :

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

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

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

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

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Les prix ne comprennent pas les taxes de vente

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

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

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec le centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous.



Statistique Canada
Division des statistiques sur la santé

Rapports sur la santé

Automne 1999 Volume 11 N° 2

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.

Novembre 1999

N° 82-003-XPB au catalogue, vol. 11, n° 2
ISSN 0840-6529

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 11, n° 2
ISSN 1209-1367

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

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

SIGNES CONVENTIONNELS

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

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

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



Au sujet des Rapports sur la santé

Rédactrice en chef

Marie P. Beaudet

Rédactrice principale

Mary Sue Devereaux

Rédactrice

Barbara Riggs

Rédacteur adjoint

Marc Saint-Laurent

Chargée de production

Renée Bourbonnais

Production et composition

Agnes Jones

Robert Pellarin

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

Georgia Roberts

Eugene Vayda

Kathryn Wilkins

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

Gary Catlin, président

Lorna Baillie

Larry Swain

Marie P. Beaudet

Martha Fair

Cyril Nair

Michel Séguin

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.

Versión électronique

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

Recommandation concernant les citations

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

Exemple :

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

Travaux de recherche

Changements dans l'hospitalisation des enfants 9

Les problèmes de santé à l'origine de l'hospitalisation des enfants ont très peu changé au cours des 10 dernières années. Cependant, le taux d'hospitalisation des enfants et leur durée de séjour à l'hôpital ont diminué.

Cathy Connors et Wayne J. Millar

La santé des mères seules 23

Sur une période de deux ans, l'état de santé autodéclaré des mères qui sont seules depuis longtemps ne s'est pas amélioré de façon significative.

Claudio Pérez et Marie P. Beaudet

Les longues heures de travail et la santé 37

Un lien existe entre le passage d'un horaire de travail hebdomadaire régulier à une semaine comportant de longues heures de travail et la prise de poids nuisible pour la santé chez l'homme, la plus forte consommation hebdomadaire moyenne d'alcool chez la femme et, finalement, l'augmentation de l'usage quotidien du tabac chez les deux sexes.

Margot Shields

L'hormonothérapie substitutive et l'incidence de l'arthrite 57

La cote exprimant le risque de souffrir d'arthrite est deux fois plus élevée chez les femmes qui ont suivi une hormonothérapie substitutive pendant cinq ans et plus qu'elle ne l'est chez celles qui n'en ont pas suivi.

Kathryn Wilkins

Les conducteurs âgés – un dossier de santé publique compliqué 67

Il existe un lien entre le faible taux de personnes âgées titulaires d'un permis de conduire et l'existence chez certaines d'entre elles de certains problèmes de santé chroniques et d'incapacités.

Wayne J. Millar

.....

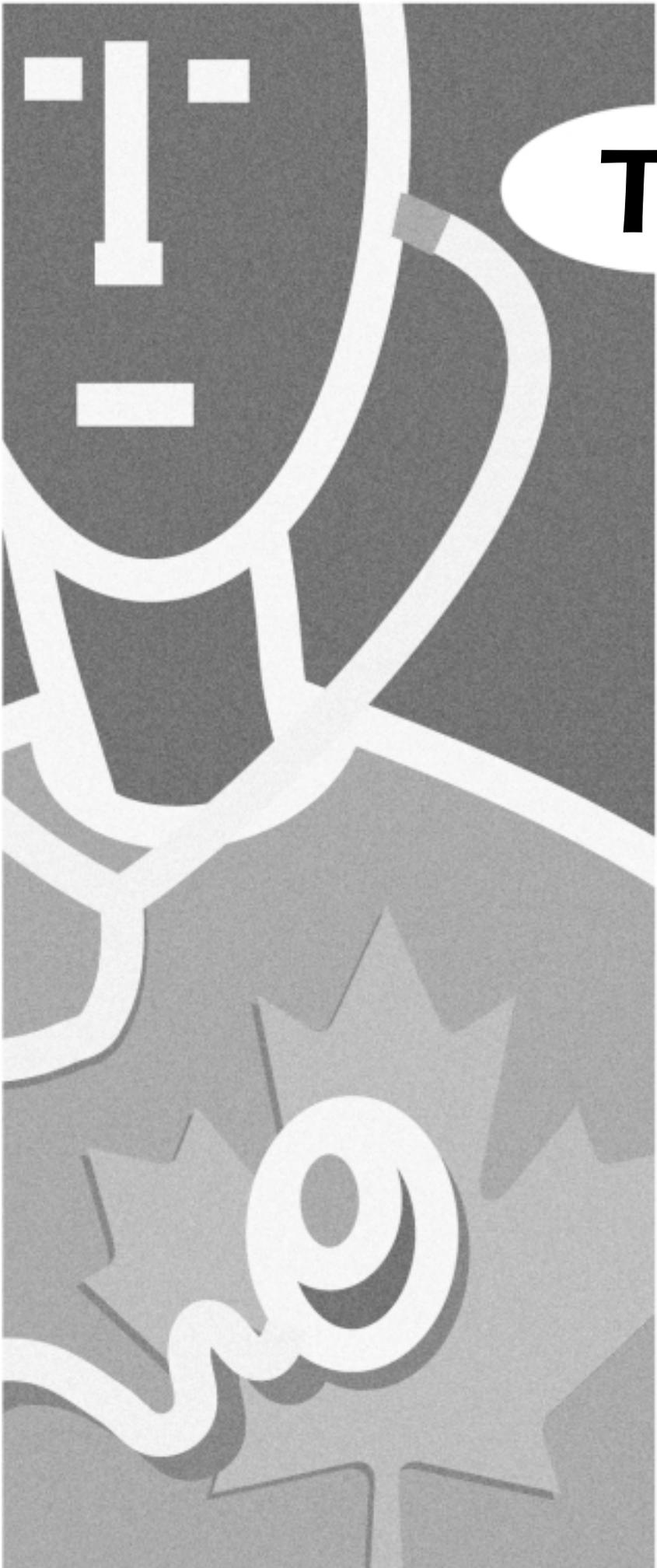
Données disponibles

Rapport statistique sur la santé de la population canadienne, 1999	85
Incidence du cancer, 1995 (données complètes) et 1996, 1997 (données provisoires)	85
Estimations postcensitaires de la population	86

Pour commander les publications

..... 89

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

An abstract graphic design on the left side of the page. It features a dark grey background with white and light grey shapes. At the top, there's a stylized human figure with a face composed of geometric shapes (squares, rectangles, a vertical bar). Below this, there are thick white lines that suggest movement or connections. At the bottom, there's a large, stylized gear or circular shape with a white outline and a grey interior, partially overlapping other elements.

Travaux de recherche

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

Changements dans l'hospitalisation des enfants

Cathy Connors et Wayne J. Millar

Résumé

Objectifs

Le présent article décrit la variation du taux de radiation observée entre 1986-1987 et 1996-1997 pour les enfants de 1 à 14 ans. Il se concentre à cet égard sur quatre causes courantes d'hospitalisation chez l'enfant, à savoir l'asthme, les affections chroniques des amygdales et des végétations adénoïdes, les fractures et l'appendicite aiguë.

Sources des données

Les données sur les radiations des registres des hôpitaux proviennent du fichier de données sur la morbidité hospitalière. Ces données ont été fournies par Statistique Canada pour l'exercice 1986-1987, et par l'Institut canadien d'information sur la santé pour l'exercice 1996-1997.

Techniques d'analyse

Les diagnostics sont codés conformément à la *Classification internationale des maladies, neuvième révision* et les interventions chirurgicales, conformément à la *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux*. Le calcul des taux de radiation et d'intervention chirurgicale se fonde sur les chiffres estimatifs de population pour 1986 et 1996.

Principaux résultats

En 1986-1987, plus de 355 000 enfants de 1 à 14 ans ont été radiés des registres des hôpitaux. En 1996-1997, le nombre de radiations avait baissé, pour se fixer à un peu plus de 206 000. Le taux de radiation était de 37,0 pour 1 000 enfants en 1986-1987, en baisse comparativement au taux de 69,7 observé 10 ans plus tôt. La durée moyenne de l'hospitalisation a diminué, pour passer de 4,5 jours à 3,8. Le nombre annuel total de journées de séjour des enfants canadiens dans les hôpitaux a chuté, passant de plus de 1,6 million à 788 700.

Mots-clés

Dossiers de radiation, utilisation des services hospitaliers, durée de l'hospitalisation, hospitalisation pédiatrique, interventions chirurgicales.

Auteurs

Cathy Connors (613-951-1634, cathy.connors@statcan.ca) travaille à la Division des petites entreprises et des enquêtes spéciales et Wayne J. Millar (613-951-1631, millway@statcan.ca), à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

Des profonds changements ont marqué la façon d'offrir les services de soins de santé au Canada depuis le milieu des années 80. Chaque province a bien entendu élaboré sa propre stratégie de réforme du système de santé, mais la plupart ont d'abord procédé à une rationalisation des services hospitaliers¹⁻³. Ainsi, les fusions et les fermetures d'hôpitaux^{4,5} ont sensiblement réduit le nombre de lits disponibles^{1,3-9}. Plusieurs problèmes de santé qui auparavant auraient justifié une hospitalisation peuvent maintenant être traités partiellement ou entièrement au service de consultations externes ou à domicile¹⁰. Les critères d'admission à l'hôpital ont par conséquent été resserés afin de limiter l'hospitalisation aux personnes les plus gravement malades³. De nombreux auteurs^{4,8,9} ont en outre décrit le passage de l'hospitalisation au traitement ambulatoire, surtout en ce qui concerne les interventions chirurgicales^{1,3,6,11-13}. Parallèlement, de plus en plus de gens ont recours aux services d'autres établissements de soins, comme les centres de santé communautaire et les programmes de soins à domicile^{7,14}.

Les tendances récentes en ce qui concerne l'hospitalisation des enfants reflètent vraisemblablement non seulement la disponibilité des lits d'hôpitaux, mais aussi de nombreux autres facteurs, comme l'offre de services de soins

ambulatoires, les progrès technologiques dans le domaine de la médecine, l'évolution du traitement médical des maladies infantiles, ainsi que la variation de l'incidence ou de la prévalence de la maladie, ou des antécédents naturels ou de la gravité de celle-ci.

Méthodologie

Source des données

Les données sur lesquelles se fonde le présent article proviennent du Fichier de données sur la morbidité hospitalière produit par Statistique Canada pour l'exercice 1986-1987 et par l'Institut canadien d'information sur la santé pour l'exercice 1996-1997. Les renseignements contenus dans cette base de données sont tirés des dossiers d'admission et de radiation établis par les hôpitaux canadiens pour chaque malade, au moment où celui-ci est radié soit parce qu'il est renvoyé chez lui soit parce qu'il est décédé.

Le Fichier contient des données sur tous les hospitalisés qui ont été radiés des hôpitaux généraux et des hôpitaux spécialisés (hôpitaux de soins actifs, hôpitaux pour convalescents et hôpitaux de soins de longue durée) durant l'année. Il comprend des renseignements sur les malades traités dans les hôpitaux pour enfants et dans les unités psychiatriques des hôpitaux généraux et des hôpitaux spécialisés, mais ne couvre ni les malades ambulatoires ni ceux traités dans les hôpitaux psychiatriques.

Le présent article porte sur les données des dossiers d'hospitalisation des malades de 1 à 14 ans. Les enfants de moins d'un an sont exclus, à cause des conditions uniques d'hospitalisation pour ce groupe d'âge.

Les estimations corrigées de population pour 1986 et 1996 ont été fournies par la Division de la démographie de Statistique Canada¹⁵.

Techniques d'analyse

L'analyse descriptive a ici été retenue pour présenter les taux et les pourcentages. Les taux de radiation ont été calculés en divisant le nombre de radiations par l'estimation corrigée de population et en multipliant le résultat par 1 000. La durée moyenne de l'hospitalisation s'obtient en divisant le nombre de jours d'hospitalisation par le nombre de radiations. On a étudié séparément les radiations après hospitalisation pour des motifs d'ordre médical et après hospitalisation pour des motifs d'ordre chirurgical (voir *Définitions*).

Limites

Le Fichier de données sur la morbidité hospitalière de 1986-1987 représente 93 % des hôpitaux actifs, soit 1 134 sur 1 218¹⁶. Les

hôpitaux qui ont produit une déclaration représentaient plus de 99 % des lits approuvés au Canada cette année-là¹⁶. Au milieu des années 90, le taux de réponse était un peu plus faible, soit plus de 80 % des hôpitaux actifs couvrant 90 % des lits d'hôpitaux¹⁷.

Les données utilisées ne sont pas entièrement représentatives de la population canadienne : les Territoires du Nord-Ouest et le Yukon sont exclus de l'analyse, parce qu'on ne disposait pas pour eux des données de 1986-1987. Cependant, comme le nombre de radiations d'enfants est assez faible dans les Territoires, cela ne devrait pas modifier considérablement les résultats.

Puisqu'un malade peut être admis à l'hôpital et renvoyé chez lui plus d'une fois par année, les données reflètent les caractéristiques des cas plutôt que des malades. Le taux de réhospitalisation n'a pu être calculé pour les fins de la présente analyse.

Durant chaque hospitalisation, un malade peut faire l'objet de plus d'un diagnostic ou subir plus d'une intervention chirurgicale. Seuls le diagnostic le plus grave et l'intervention chirurgicale la plus importante sont considérés dans la présente analyse. Par conséquent, la fréquence des problèmes de santé ou des interventions moins graves pourrait être sous-estimée.

Les dossiers d'hospitalisation se fondent sur l'exercice, mais les estimations de population utilisées pour calculer les taux de radiation se rapportent à un moment précis de l'année civile. Cependant, comme la variation du taux de population est faible durant une année particulière, son effet est vraisemblablement minime et ne devrait pas amoindrir la validité des résultats.

L'analyse présentée ici ne permet pas d'établir de relations de cause à effet. Nul ne peut donc déterminer si les enfants courent un risque plus grand ou plus faible d'avoir des problèmes de santé à cause de changements dans la façon d'offrir les services hospitaliers. Nombre d'interventions qui exigeaient auparavant une hospitalisation sont maintenant pratiquées au service de consultations externes. Un tableau plus complet de l'utilisation des soins de santé pédiatriques devrait inclure des données sur les services de consultations externes. Le niveau de détail des données que l'on possède à ce sujet ne permet pas de faire une analyse selon l'âge ni selon la raison du traitement.

Le présent article décrit les changements observés dans l'hospitalisation des enfants de 1 à 14 ans. À cet égard, les dossiers hospitaliers pour 1986-1987 et 1996-1997 ont servi à comparer le taux de radiation des registres des hôpitaux et la durée moyenne de l'hospitalisation dans les 10 provinces (voir *Méthodologie* et *Définitions*). L'analyse se concentre sur quatre causes courantes d'hospitalisation chez l'enfant, à savoir l'asthme, les affections chroniques des amygdales et des végétations adénoïdes, les fractures et l'appendicite aiguë.

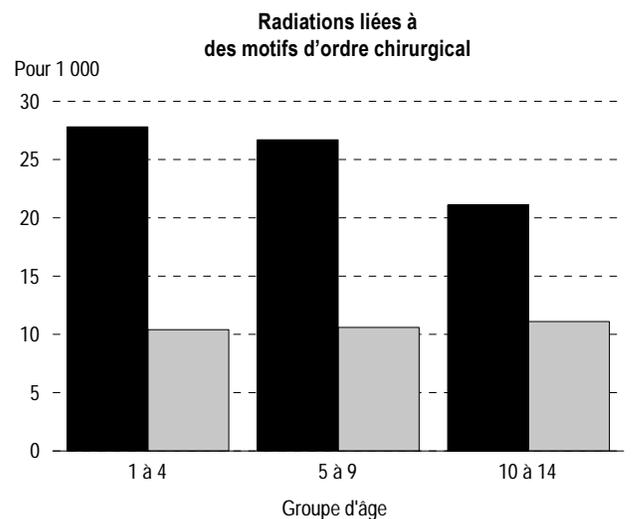
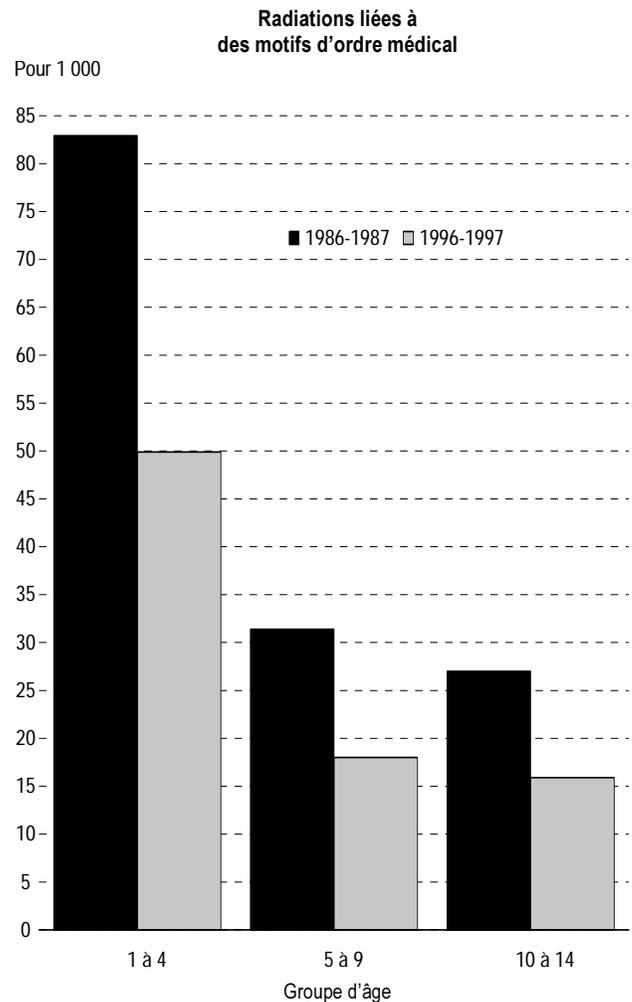
La variation interprovinciale du taux de radiation et de la durée moyenne de l'hospitalisation pourrait tenir à plusieurs facteurs, dont l'évolution de la prévalence des maladies infantiles, le moment où a débuté la restructuration du système de santé et la stratégie adoptée, l'évolution ou la divergence des principes qui régissent le traitement des enfants, ou l'existence de lignes directrices cliniques. Cependant, l'examen ou l'explication des causes des écarts observés entre provinces dépasse le cadre de la présente étude.

Taux d'hospitalisation réduit de moitié

En 1986-1987, 355 000 enfants canadiens de 1 à 14 ans ont été radiés des registres des hôpitaux. En 1996-1997, malgré une augmentation de 10 % de la population d'enfants, le nombre de radiations pour ce groupe d'âge ne se chiffrait plus qu'à un peu plus de 206 000 (données non présentées). Quant au taux d'hospitalisation, il a diminué de près de moitié, passant de 69,7 à 37,0 radiations pour 1 000 enfants (tableau 1). Les taux d'hospitalisation pour des motifs d'ordre médical et pour des motifs d'ordre chirurgical (voir *Définitions*) ont tous deux diminué pour les enfants de tous âges (graphique 1).

Les enfants qui ont été admis à l'hôpital en 1996-1997 y ont séjourné, en moyenne, une demi-journée de moins que ceux admis en 1986-1987 (3,8 contre 4,5 jours). Cependant, la durée moyenne de l'hospitalisation pour des motifs d'ordre médical a diminué de plus d'une journée, tandis que celle liée aux cas de chirurgie a légèrement augmenté, en hausse de 0,2 jour. Cette légère hausse observée à l'échelle nationale tient en très grande

Graphique 1
Taux d'hospitalisation, selon la catégorie de radiation et le groupe d'âge, Canada, territoires non compris, 1986-1987 et 1996-1997



Source des données : Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1986-1987 et 1996-1997

partie à l'augmentation considérable de la durée moyenne de l'hospitalisation dans les cas de chirurgies pratiquées au Québec.

La baisse du taux d'hospitalisation a fait chuter de façon très marquée le nombre total de journées de séjour des enfants canadiens dans les hôpitaux, ce dernier étant passé de plus de 1,6 million en 1986-1987 à 788 700 en 1996-1997. Durant ces deux exercices, les hospitalisations pour des motifs d'ordre médical ne représentaient qu'un peu moins des deux tiers de ces jours.

Diminution des taux provinciaux d'hospitalisation

Toutes les provinces ont connu une diminution du taux d'hospitalisation des enfants, laquelle variait de 25 % au Québec et au Nouveau-Brunswick à 58 % en Alberta. La baisse des taux de radiation liés aux admissions pour des motifs d'ordre médical variait de 9 % au Québec à 54 % en Alberta. Quant aux taux de radiation liés aux cas de chirurgie, ils variaient de 27 % au Nouveau-Brunswick à 66 % en Alberta.

Tableau 1
Radiations des registres des hôpitaux, enfants de 1 à 14 ans, selon la province, 1986-1987 et 1996-1997

	Taux d'hospitalisation (pour 1 000 enfants)			Durée moyenne de l'hospitalisation (en jours)			Nombre total de jours (en milliers)		
	1986-1987	1996-1997	Variation en %†	1986-1987	1996-1997	Variation‡	1986-1987	1996-1997	Variation en %‡
Total									
Canada	69,7	37,0	-46,9	4,5	3,8	-0,7	1 591,9	788,7	-50,5
Terre-Neuve	79,8	50,6	-36,6	5,0	3,9	-1,1	55,7	20,8	-62,7
Île-du-Prince-Édouard	100,2	54,2	-45,9	3,6	2,9	-0,8	10,0	4,3	-57,2
Nouvelle-Écosse	78,6	40,9	-48,0	4,9	4,3	-0,5	67,4	30,2	-55,3
Nouveau-Brunswick	91,1	68,1	-25,2	4,3	3,0	-1,4	60,0	27,7	-53,9
Québec	48,2	36,3	-24,6	5,1	4,7	-0,4	315,4	221,6	-29,7
Ontario	70,8	32,0	-54,8	4,2	3,5	-0,7	526,1	232,5	-55,8
Manitoba	68,0	38,2	-43,8	4,5	4,1	-0,4	68,0	36,3	-46,7
Saskatchewan	121,5	62,3	-48,7	4,3	3,4	-1,0	120,8	45,7	-62,2
Alberta	90,2	37,7	-58,3	4,3	3,6	-0,7	206,0	79,4	-61,5
Colombie-Britannique	62,4	34,6	-44,6	4,6	3,7	-0,9	162,4	90,4	-44,3
Motifs d'ordre médical									
Canada	44,6	26,3	-41,2	4,7	3,6	-1,1	1 070,9	530,5	-50,5
Terre-Neuve	53,0	32,5	-38,6	4,9	4,3	-0,6	36,1	14,5	-59,8
Île-du-Prince-Édouard	74,6	41,3	-44,7	3,7	3,1	-0,7	7,7	3,5	-54,7
Nouvelle-Écosse	54,1	25,6	-52,6	4,7	3,7	-1,0	45,1	16,1	-64,2
Nouveau-Brunswick	66,0	49,9	-24,4	4,5	3,2	-1,4	45,6	21,5	-52,9
Québec	30,7	27,9	-8,9	5,1	3,9	-1,2	200,1	142,0	-29,0
Ontario	43,1	21,8	-49,4	4,5	3,3	-1,2	345,8	151,9	-56,1
Manitoba	45,4	27,1	-40,4	4,7	4,1	-0,6	47,6	25,7	-45,9
Saskatchewan	88,5	47,3	-46,5	4,6	3,4	-1,2	94,0	35,6	-62,1
Alberta	57,1	26,3	-54,0	4,6	3,6	-1,0	139,6	55,4	-60,3
Colombie-Britannique	38,5	23,7	-38,5	5,0	3,9	-1,2	109,3	64,3	-41,2
Motifs d'ordre chirurgical									
Canada	25,1	10,7	-57,2	4,1	4,3	0,2	521,0	258,2	-50,4
Terre-Neuve	26,8	18,1	-32,6	5,3	3,3	-1,9	19,6	6,3	-68,0
Île-du-Prince-Édouard	25,7	13,0	-49,5	3,4	2,3	-1,1	2,4	0,8	-65,4
Nouvelle-Écosse	24,5	15,2	-37,8	5,2	5,4	0,2	22,3	14,0	-37,3
Nouveau-Brunswick	25,1	18,3	-27,2	3,8	2,5	-1,3	14,4	6,2	-57,0
Québec	17,5	8,4	-52,0	5,2	7,3	2,1	115,3	79,6	-30,9
Ontario	27,6	10,2	-63,2	3,7	3,8	0,1	180,3	80,7	-55,3
Manitoba	22,6	11,1	-50,8	4,1	4,1	0,1	20,4	10,5	-48,3
Saskatchewan	33,0	15,0	-54,5	3,5	3,1	-0,5	26,8	10,0	-62,5
Alberta	33,1	11,4	-65,6	3,8	3,6	-0,2	66,5	24,0	-63,9
Colombie-Britannique	23,9	10,9	-54,5	3,9	3,4	-0,5	53,0	26,1	-50,8

Source des données : Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1986-1987 et 1996-1997

† D'après les taux non arrondis. Tous les écarts entre 1986-1987 et 1996-1997 sont statistiquement significatifs ($p < 0,05$).

‡ D'après les nombres non arrondis.

En 1996-1997, le Nouveau-Brunswick avait le taux global d'hospitalisation des enfants le plus élevé (68,1 radiations pour 1 000 enfants), suivi par la Saskatchewan (62,3). À l'inverse, l'Ontario (32,0) et la Colombie-Britannique (34,6) enregistraient à cet égard les taux les plus faibles.

Les taux d'hospitalisation, tant pour des motifs d'ordre médical que chirurgical, semblent converger de concert vers un niveau moindre. En 1996-1997, les taux de radiation liés à des patients admis pour des motifs d'ordre médical variaient de 21,8 pour 1 000 enfants en Ontario à 49,9 au Nouveau-Brunswick. Dans les cas de chirurgie, les taux de radiation variaient de 8,4 pour 1 000 enfants au Québec à 18,3 au Nouveau-Brunswick.

Conformément à la tendance nationale, la durée moyenne de l'hospitalisation observée dans chaque province était en baisse. En 1996-1997, la durée de l'hospitalisation liée aux radiations de patients admis pour des motifs d'ordre médical avait diminué dans toutes les provinces. Cependant, bien que certaines provinces aient fait état d'une durée moyenne d'hospitalisation moindre dans les cas de chirurgie, d'autres voyaient cette moyenne augmenter, quoique ces hausses aient été plutôt faibles (variant de 0,1 à 0,2 jour). Au Québec, toutefois, la durée de séjour moyenne dans les cas de chirurgie était en hausse de 2,1 jours.

En 1996-1997, la variation interprovinciale de la durée moyenne de l'hospitalisation pour des motifs

Définitions

Par *hôpital*, on entend les hôpitaux généraux et les hôpitaux spécialisés, y compris les hôpitaux de soins actifs, les hôpitaux pour convalescents et les hôpitaux de soins de longue durée. Cette définition englobe les malades traités dans les hôpitaux pédiatriques et dans les unités psychiatriques des hôpitaux généraux et des hôpitaux spécialisés, mais exclut les malades ambulatoires et ceux traités dans les hôpitaux psychiatriques.

Par *radiation*, on entend le décès ou le retour chez soi d'un malade. On parle de *radiation après hospitalisation pour des motifs d'ordre médical* quand aucune intervention chirurgicale n'a été pratiquée durant l'hospitalisation et de *radiation après hospitalisation pour des motifs d'ordre chirurgical* quand une intervention chirurgicale a eu lieu.

Le diagnostic médical utilisé pour les totalisations correspond à l'état le plus grave qui a causé l'hospitalisation ou à l'état qui a nécessité la plus grande quantité de ressources médicales. Les problèmes de santé examinés dans le présent article sont ceux qui correspondent aux codes à trois chiffres de la *Classification internationale des maladies, neuvième révision (CIM-9)*¹⁸ : infections intestinales dues à d'autres micro-organismes (008), troubles de l'équilibre acido-basique et du métabolisme de l'eau et des électrolytes (276), laryngite et trachéite aiguës (464), infection aiguë des voies respiratoires supérieures, à localisations multiples ou non précisées (465), bronchite et bronchiolite aiguës (466), affections chroniques des amygdales et des végétations adénoïdes (474), pneumonie, micro-organisme non précisé (486), asthme (493),

appendicite aiguë (540), autres gastro-entérites et colites non infectieuses (558), symptômes généraux (780), autres symptômes relatifs à l'abdomen et au bassin (789), fractures (800-829) et traumatisme intracrânien de nature autre ou non précisée (854).

Les interventions chirurgicales prises en compte pour les totalisations correspondent à l'intervention la plus importante. Celles utilisées dans la présente analyse correspondent aux codes à deux chiffres de la *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux (CCA)*¹⁹ : opérations sur la moelle épinière et les structures du canal rachidien (16), autres opérations sur l'oreille moyenne et interne (32), extractions et réparations dentaires (35), opérations sur les amygdales et les végétations adénoïdes (40), opérations sur l'appendice (59), cure de l'hernie (65), opérations sur les testicules (74), opérations sur le pénis (76), incision, excision et section d'autres os (89), réduction de fracture et de luxation (91), opérations sur les muscles, tendons, aponévroses et bourses séreuses, sauf la main (95) et opérations sur la peau et le tissu sous-cutané (98).

Les dossiers d'hospitalisation qui ne contenaient pas de code de la CCA égal ou supérieur à 14 ont été classés dans la catégorie des cas médicaux; ceux qui contenaient un code de la CCA égal ou supérieur à 14 ont été classés dans la catégorie des cas chirurgicaux.

L'analyse des causes principales d'hospitalisation a été faite en tenant compte de l'ensemble des problèmes de santé, qu'une intervention chirurgicale ait ou non eu lieu; autrement dit, les radiations après hospitalisation pour des motifs d'ordre médical et chirurgical ont été regroupées.

d'ordre médical était assez faible. La moyenne à cet égard variait de 3,1 jours à l'Île-du-Prince-Édouard à un peu plus de 4 jours à Terre-Neuve et au Manitoba. Pour leur part, les radiations liées aux cas de chirurgie témoignaient d'une durée moyenne d'hospitalisation comparativement brève à l'Île-du-Prince-Édouard et au Nouveau-Brunswick (2,3 et 2,5 jours, respectivement), mais d'une durée nettement plus longue en Nouvelle-Écosse et au Québec (5,4 et 7,3 jours). La brièveté des hospitalisations à l'Île-du-Prince-Édouard et au Nouveau-Brunswick tient peut-être au transfert de certains cas nécessitant une intervention chirurgicale dans des centres de soins médicaux de la Nouvelle-

Écosse. La valeur élevée de la durée moyenne de l'hospitalisation au Québec, où le taux de radiation de patients admis pour des motifs d'ordre chirurgical est très faible, pourrait refléter une tendance à n'admettre à l'hôpital que les cas de chirurgie les plus graves et à confier aux services de chirurgie d'un jour les cas les moins urgents.

Les 10 premières causes

Les principaux problèmes de santé à l'origine de l'hospitalisation des enfants ont très peu changé au cours des 10 dernières années. À cet égard, les affections chroniques des amygdales et des végétations adénoïdes étaient, dans l'ensemble en

Tableau 2

Les 10 causes principales d'hospitalisation, selon la catégorie, enfants de 1 à 14 ans, Canada, territoires non compris, 1986-1987 et 1996-1997

1986-1987	Rang	1996-1997
Total (codes de la CIM-9)		
Affections chroniques des amygdales et des végétations adénoïdes (474)	1	Asthme (493)
Asthme (493)	2	Affections chroniques des amygdales et des végétations adénoïdes (474)
Fractures (800 à 829)	3	Fractures (800 à 829)
Autres gastro-entérites et colites non infectieuses (558)	4	Autres gastro-entérites et colites non infectieuses (558)
Symptômes généraux (780)	5	Symptômes généraux (780)
Laryngite et trachéite aiguës (464)	6	Pneumonie, micro-organisme non précisé (486)
Pneumonie, micro-organisme non précisé (486)	7	Appendicite aiguë (540)
Autres symptômes relatifs à l'abdomen et au bassin (789)	8	Bronchite et bronchiolite aiguës (466)
Bronchite et bronchiolite aiguës (466)	9	Laryngite et trachéite aiguës (464)
Infection aiguë des voies respiratoires supérieures, à localisations multiples ou non précisées (465)	10	Infections intestinales dues à d'autres micro-organismes (008)
Motifs d'ordre médical (codes de la CIM-9)		
Asthme (493)	1	Asthme (493)
Autres gastro-entérites et colites non infectieuses (558)	2	Autres gastro-entérites et colites non infectieuses (558)
Symptômes généraux (780)	3	Symptômes généraux (780)
Laryngite et trachéite aiguës (464)	4	Pneumonie, micro-organisme non précisé (486)
Pneumonie, micro-organisme non précisé (486)	5	Bronchite et bronchiolite aiguës (466)
Autres symptômes relatifs à l'abdomen et au bassin (789)	6	Laryngite et trachéite aiguës (464)
Bronchite et bronchiolite aiguës (466)	7	Infections intestinales dues à d'autres micro-organismes (008)
Infection aiguë des voies respiratoires supérieures, à localisations multiples ou non précisées (465)	8	Autres symptômes relatifs à l'abdomen ou au bassin (789)
Fractures (800 à 829)	9	Fractures (800 à 829)
Traumatisme intracrânien de nature autre ou non précisée (854)	10	Troubles de l'équilibre acido-basique et du métabolisme de l'eau et des électrolytes (276)
Motifs d'ordre chirurgical (codes de la CCA)		
Opérations sur les amygdales et les végétations adénoïdes (40)	1	Opérations sur les amygdales et les végétations adénoïdes (40)
Réduction de fracture et de luxation (91)	2	Réduction de fracture et de luxation (91)
Opérations sur l'appendice (59)	3	Opérations sur l'appendice (59)
Autres opérations sur l'oreille moyenne et interne (32)	4	Opérations sur la peau et le tissu sous-cutané (98)
Opérations sur la peau et le tissu sous-cutané (98)	5	Opérations sur la moelle épinière et les structures du canal rachidien (16)
Cure de l'hernie (65)	6	Opérations sur les muscles, tendons, aponévroses, et bourses séreuses sauf la main (95)
Opérations sur le pénis (76)	7	Incision, excision, et section d'autres os (89)
Opérations sur les testicules (74)	8	Cure de l'hernie (65)
Opérations sur la moelle épinière et les structures du canal rachidien (16)	9	Opérations sur les testicules (74)
Extractions et réparations dentaires (35)	10	Autres opérations sur l'oreille moyenne et interne (32)

Source des données : Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1986-1987 et 1996-1997

1986-1987, la cause principale d'hospitalisation, suivies par l'asthme (tableau 2, tableau A en annexe). Dix ans plus tard, l'ordre était inversé, l'asthme passant alors au premier rang et les affections des amygdales et des végétations adénoïdes, au second. Durant les deux exercices, les fractures se classaient au troisième rang. Parmi les cas d'hospitalisation pour des motifs d'ordre médical, l'asthme figurait en tête de liste pour chacune des deux années. En revanche, dans les cas liés aux radiations de patients admis pour une chirurgie, les principales causes d'hospitalisation pour ces deux mêmes années étaient, dans l'ordre, les opérations sur les amygdales et les végétations adénoïdes, la réduction de fracture et de luxation et les opérations sur l'appendice.

L'asthme en tête de liste

En 1996-1997, 20 128 enfants de 1 à 14 ans qui ont été radiés des registres hospitaliers avaient été hospitalisés en raison de problèmes liés à l'asthme, soit une baisse comparativement aux 28 888 qui l'avaient été 10 ans plus tôt (données non présentées). Donc, en dépit de la prévalence croissante de l'asthme infantile²⁰, le taux d'hospitalisation pour ce problème de santé a diminué, passant de 5,7 à 3,6 radiations pour 1 000 enfants (tableau 3). Malgré cela, en 1996-1997, l'asthme avait pris la place des affections chroniques des amygdales et des végétations adénoïdes en tant que cause principale globale d'hospitalisation des enfants et demeurait la cause principale de radiation consécutive à une hospitalisation pour des motifs d'ordre médical. Dans l'intervalle de 10 ans observé, la durée moyenne de l'hospitalisation liée à l'asthme est passée de 3,6 à 2,3 jours. La diminution du nombre de radiations des registres des hôpitaux et de la durée de l'hospitalisation pourrait tenir aux effets conjugués de l'amélioration du traitement médicamenteux de l'asthme chez l'enfant et d'un recours plus fréquent aux services de consultations externes¹⁸. La diminution du taux d'hospitalisation et de la durée du séjour à l'hôpital a entraîné une diminution de 55 % du nombre total de jours que les enfants ont passé à l'hôpital pour le traitement de l'asthme entre 1986-1987 et 1996-1997.

Le taux d'hospitalisation des enfants pour des problèmes d'asthme a baissé dans toutes les

provinces. Cependant, le taux de diminution variait entre un minimum de 5 % à l'Île-du-Prince-Édouard et un maximum de 48 % en Ontario.

Les taux provinciaux d'hospitalisation reflètent les variations régionales de la prévalence de l'asthme observées dans une étude antérieure²⁰. À cet égard, l'Île-du-Prince-Édouard avait les taux les plus élevés en 1986-1987 ainsi qu'en 1996-1997, tandis que la Colombie-Britannique enregistrait les taux les plus faibles. En 1996-1997, l'Île-du-Prince-Édouard faisait état d'un taux de 9,2 radiations pour 1 000 enfants, soit plus de trois fois le taux observé en Colombie-Britannique (2,5). Si on faisait abstraction du taux anormalement élevé observé à l'Île-du-Prince-Édouard, les taux provinciaux seraient plus semblables en 1996-1997 qu'ils ne l'étaient 10 ans plus tôt.

La durée moyenne de l'hospitalisation pour des problèmes liés à l'asthme a également diminué dans toutes les provinces. En outre, sa variation était moins forte en 1996-1997 qu'en 1986-1987. En 1996-1997, c'est à l'Île-du-Prince-Édouard que la durée moyenne de l'hospitalisation était la plus longue (3,2 jours), et en Ontario et en Colombie-Britannique qu'elle était la plus courte (2,2 jours).

Recul important de l'hospitalisation pour affections des amygdales et des végétations adénoïdes

Les affections chroniques des amygdales et des végétations adénoïdes (cas de médecine et de chirurgie confondus) ont été la cause principale d'hospitalisation des enfants en 1986-1987. Un revirement a toutefois marqué les 10 années qui ont suivi au cours desquelles le nombre de radiations après hospitalisation pour ce problème de santé a chuté de façon inespérée, passant de 43 213 à 12 680 (données non présentées).

En fait, parmi les 10 causes principales d'hospitalisation des enfants, les affections chroniques des amygdales et des végétations adénoïdes sont celles pour lesquelles les taux ont le plus fortement baissé durant les 10 années observées. Le taux national est passé de 8,5 à 2,3 radiations pour 1 000 enfants. Cette baisse tiendrait vraisemblablement avant tout au recours de plus en plus marqué aux chirurgies d'un jour au

détriment des interventions chirurgicales nécessitant l'hospitalisation^{12,13}. Par exemple, on estime qu'en Ontario, plus de la moitié des opérations sur les

amygdales et les végétations adénoïdes sont dorénavant pratiquées aux services de consultations externes¹³. L'amélioration des anesthésiques

Tableau 3

Radiations après hospitalisation pour quatre causes courantes, enfants de 1 à 14 ans, selon la province, 1986-1987 et 1996-1997

Cause (code de la CIM-9)	Taux d'hospitalisation (pour 1 000 enfants)			Durée moyenne de l'hospitalisation (en jours)			Nombre total de jours (en milliers)		
	1986-1987	1996-1997	Variation en %†	1986-1987	1996-1997	Variation‡	1986-1987	1996-1997	Variation en %‡
Asthme (493)									
Canada	5,7	3,6	-36,4	3,6	2,3	-1,3	105,1	47,2	-55,1
Terre-Neuve	4,7	3,5	-26,9	3,8	2,5	-1,3	2,5	0,9	-64,0
Île-du-Prince-Édouard	9,6	9,2	-4,7	4,0	3,2	-0,8	1,1	0,8	-23,5
Nouvelle-Écosse	6,9	4,8	-30,4	4,0	2,8	-1,2	4,9	2,3	-53,5
Nouveau-Brunswick	6,4	5,4	-14,7	4,7	2,9	-1,8	4,6	2,2	-52,1
Québec	5,4	4,2	-21,6	3,4	2,3	-1,1	23,2	12,5	-46,4
Ontario	6,3	3,3	-47,8	3,7	2,2	-1,5	41,6	15,4	-63,0
Manitoba	3,9	3,0	-22,3	3,0	2,6	-0,4	2,6	1,8	-29,7
Saskatchewan	6,3	4,8	-22,7	3,9	2,8	-1,1	5,7	3,0	-47,2
Alberta	6,2	3,4	-45,6	3,8	2,3	-1,5	12,4	4,6	-63,2
Colombie-Britannique	3,7	2,5	-30,8	3,2	2,2	-1,0	6,5	3,9	-41,1
Affections chroniques des amygdales et des végétations adénoïdes (474)									
Canada	8,5	2,3	-73,2	1,7	1,1	-0,6	75,1	14,5	-80,7
Terre-Neuve	7,0	8,5	20,6	2,8	1,1	-1,7	2,8	1,0	-64,6
Île-du-Prince-Édouard	10,9	6,7	-38,7	2,8	1,3	-1,5	0,8	0,2	-72,5
Nouvelle-Écosse	5,9	4,5	-24,3	1,7	1,4	-0,4	1,8	1,0	-41,8
Nouveau-Brunswick	9,3	8,5	-8,9	2,0	1,1	-0,9	2,8	1,2	-56,1
Québec	3,8	0,4	-88,4	1,4	1,5	0,1	6,8	0,9	-87,2
Ontario	11,5	2,0	-82,5	1,6	1,1	-0,5	32,7	4,7	-85,7
Manitoba	8,0	2,7	-66,6	2,0	1,2	-0,8	3,5	0,7	-79,3
Saskatchewan	11,6	4,7	-59,6	2,1	1,1	-0,9	5,6	1,2	-79,1
Alberta	10,3	2,6	-75,2	1,9	1,1	-0,8	10,6	1,7	-84,3
Colombie-Britannique	7,7	2,5	-67,7	1,8	1,1	-0,7	7,7	1,9	-75,4
Fractures (800 à 829)									
Canada	3,4	2,1	-36,4	5,7	3,7	-2,0	98,5	44,1	-55,2
Terre-Neuve	4,3	2,6	-39,9	6,2	4,3	-1,9	3,7	1,2	-68,7
Île-du-Prince-Édouard	2,5	2,1	-14,3	4,2	3,6	-0,6	0,3	0,2	-27,1
Nouvelle-Écosse	2,7	1,9	-29,5	5,7	4,0	-1,7	2,8	1,3	-52,0
Nouveau-Brunswick	3,5	2,8	-20,0	5,7	3,5	-2,2	3,1	1,4	-56,2
Québec	2,2	1,8	-17,8	6,4	4,8	-1,5	18,3	11,6	-36,7
Ontario	3,1	1,8	-41,0	5,3	3,4	-1,9	29,1	13,1	-55,0
Manitoba	4,0	2,5	-37,7	12,4	4,8	-7,6	10,9	2,7	-75,2
Saskatchewan	4,9	3,3	-31,7	5,0	3,6	-1,5	5,6	2,6	-54,2
Alberta	4,8	2,3	-52,5	5,1	3,2	-1,9	13,0	4,3	-67,2
Colombie-Britannique	4,6	2,9	-36,6	4,5	2,8	-1,7	11,8	5,9	-50,2
Appendicite aiguë (540)									
Canada	1,3	1,0	-22,7	4,9	3,7	-1,2	31,5	20,0	-36,5
Terre-Neuve	2,2	1,1	-48,6	4,6	3,8	-0,8	1,4	0,4	-68,6
Île-du-Prince-Édouard	1,6	0,7	-55,7	5,0	3,2	-1,8	0,2	0,1	-71,8
Nouvelle-Écosse	1,6	1,1	-34,7	4,6	4,0	-0,6	1,3	0,7	-45,5
Nouveau-Brunswick	1,5	1,0	-32,8	5,1	3,7	-1,4	1,2	0,5	-56,5
Québec	1,1	1,2	2,6	5,0	3,8	-1,2	7,2	5,7	-20,0
Ontario	1,1	0,8	-30,2	5,0	3,6	-1,4	10,1	5,9	-41,1
Manitoba	1,3	1,1	-19,4	5,1	4,3	-0,7	1,5	1,1	-28,5
Saskatchewan	1,4	1,0	-22,5	5,1	3,9	-1,3	1,6	0,9	-44,7
Alberta	1,4	1,1	-24,0	5,0	3,4	-1,6	3,7	2,1	-42,3
Colombie-Britannique	1,4	1,0	-24,6	4,5	3,5	-0,9	3,4	2,6	-25,2

Source des données : Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1986-1987 et 1996-1997

† D'après les taux non arrondis. Tous les écarts entre 1986-1987 et 1996-1997 sont statistiquement significatifs ($p < 0,05$).

‡ D'après les nombres non arrondis.

pédiatriques pourrait favoriser encore davantage l'acceptation de ce genre d'interventions¹³. Qui plus est, les enfants admis à l'hôpital à cause d'une affection des amygdales ou des végétations adénoïdes ont vu diminuer la durée moyenne de leur séjour de 1,7 à 1,1 journée.

La diminution importante du taux et de la durée de l'hospitalisation a entraîné une baisse de 81 % du nombre de jours que les enfants ont passés à l'hôpital à cause d'une affection des amygdales ou des végétations adénoïdes entre 1986-1987 et 1996-1997.

Les taux d'hospitalisation pour ce genre d'affection ont diminué dans toutes les provinces, sauf à Terre-Neuve, où le taux est passé de 7,0 à 8,5 radiations pour 1 000 enfants. En 1996-1997, Terre-Neuve et le Nouveau-Brunswick avaient à cet égard les taux les plus élevés (8,5 pour 1 000 enfants). Cette même année, le Québec faisait état du taux le plus faible, soit seulement 0,4 radiation pour 1 000 enfants. On observe non seulement une variation importante des taux d'hospitalisation d'une province à l'autre, mais aussi une légère accentuation des écarts durant les 10 années observées.

De 1986-1987 à 1996-1997, la durée moyenne de l'hospitalisation consécutive à une affection des amygdales et des végétations adénoïdes a diminué dans toutes les provinces, sauf au Québec, où elle n'a pour ainsi dire pas changé. Les écarts interprovinciaux de la durée moyenne de l'hospitalisation ont diminué durant la période de référence, si bien qu'en 1996-1997, les écarts entre provinces étaient très faibles. Cette année-là, le Québec avait la durée de séjour la plus longue (1,5 jour). La durée moyenne était de 1,1 jour à Terre-Neuve, au Nouveau-Brunswick, en Ontario, en Saskatchewan, en Alberta et en Colombie-Britannique.

Diminution des taux d'hospitalisation dans les cas de fracture

En 1996-1997, près de 12 000 radiations d'enfants âgés de 1 à 14 ans concernaient des fractures (cas de médecine et de chirurgie confondus), ce qui représente une baisse importante comparativement aux 17 170 radiations observées en 1986-1987

(données non présentées). Quoique les fractures aient été la troisième cause principale d'hospitalisation des enfants pour chacune des deux années de référence, le taux d'hospitalisation à cet égard a diminué considérablement, passant de 3,4 à 2,1 radiations pour 1 000 enfants. En outre, la durée moyenne de séjour est passée de 5,7 à 3,7 jours.

La diminution du taux et de la durée de l'hospitalisation témoigne peut-être d'une tendance à traiter les victimes de fractures mineures au service de consultations externes. Cependant, le port dorénavant plus répandu d'accessoires de protection dans la pratique des sports et des activités récréatives de même que la meilleure conception de ces accessoires peuvent aussi avoir freiné l'incidence des fractures chez les enfants²¹⁻²³. Comme les accidents impliquant des véhicules à moteur causent généralement des fractures plus graves, le nombre plus faible de blessures provoquées par de tels accidents pourrait être un facteur supplémentaire de la diminution du taux d'hospitalisation. Entre 1988 et 1992, les traumatismes causés par des accidents de véhicule à moteur ont diminué de 25 % chez les enfants²⁴.

La baisse du taux d'hospitalisation, conjuguée au repli de la durée moyenne de séjour, a fait décroître de 55 % le nombre total de jours que les enfants ont passé à l'hôpital à cause d'une fracture.

Les taux d'hospitalisation liés au fracture étaient en baisse dans toutes les provinces, baisses qui variaient de 14 % à l'Île-du-Prince-Édouard à 53 % en Alberta. En 1996-1997, la Saskatchewan avait le taux le plus élevé (3,3 radiations pour 1 000 enfants), et le Québec et l'Ontario, le taux le plus faible (1,8).

La durée moyenne de l'hospitalisation à la suite d'une fracture a diminué dans toutes les provinces, mais de façon nettement plus marquée au Manitoba (-7,6 jours). Malgré cela, le Manitoba et le Québec partageaient le premier rang quant à la durée moyenne de séjour la plus longue en 1996-1997. Dans ces deux provinces, les enfants hospitalisés à la suite d'une fracture sont restés à l'hôpital, en moyenne, 4, 8 jours. La Colombie-Britannique enregistrait à cet égard la plus courte durée moyenne de séjour, soit 2,8 jours.

L'appendicite aiguë maintenant au rang des 10 premières causes

L'appendicite aiguë (cas de médecine et de chirurgie confondus) était absente de la liste des 10 causes principales d'hospitalisation des enfants en 1986-1987, mais elle en occupait le 7^e rang en 1996-1997. Néanmoins, cette année-là, le nombre de radiations d'enfants hospitalisés en raison d'une appendicite aiguë (5 450) était plus faible qu'en 1986-1987 (6 431) (données non présentées). Le taux d'hospitalisation a pour sa part quelque peu fléchi au cours des 10 années observées, passant de 1,3 à 1,0 radiation pour 1 000 enfants. De même, la durée moyenne de séjour est passée de 4,9 à 3,7 jours.

Certains chercheurs attribuent la diminution du taux d'hospitalisation à une diminution de l'incidence de l'appendicite grâce principalement à une modification des habitudes alimentaires des jeunes²⁵. Cependant, d'aucuns sembleraient associer davantage ce recul à un recours plus modéré à la chirurgie²⁵. Autrement dit, la gravité de l'appendicite varie et, dans certains cas, l'affection guérit spontanément sans qu'il y ait rupture de l'appendice. L'amélioration des méthodes diagnostiques pourrait aussi contribuer à la diminution du taux d'hospitalisation.

La diminution de plus d'une journée de la durée moyenne de séjour et la baisse du taux d'hospitalisation ont pavé la voie au recul de 37 % qu'a connu le nombre total de journées d'hospitalisation des enfants victimes d'une appendicite aiguë entre 1986-1987 et 1996-1997.

Le taux d'hospitalisation a diminué dans toutes les provinces, sauf au Québec, où il était légèrement en hausse. Par conséquent, le Québec avait le taux le plus élevé en 1996-1997 (1,2 radiation pour 1 000 enfants). Les taux les plus faibles étaient associés à l'Île-du-Prince-Édouard (0,7) et à l'Ontario (0,8).

La durée moyenne de l'hospitalisation liée aux cas d'appendicite aiguë a également diminué dans toutes les provinces au cours des 10 années observées. En 1996-1997, le Manitoba avait à cet égard la plus longue durée moyenne (4,3 jours), tandis que l'Alberta (3,4) et l'Île-du-Prince-Édouard (3,2) comptaient parmi les provinces ayant les plus courtes durées.

Mot de la fin

L'ensemble des provinces ont connu entre 1986-1987 et 1996-1997 une chute marquée du taux d'hospitalisation des enfants, accompagnée d'une tendance globale à la baisse de la durée de séjour, et ce, à l'égard des quatre causes examinées ici, à savoir l'asthme, les affections des amygdales et des végétations adénoïdes, les fractures et l'appendicite aiguë. Ces résultats pourraient refléter la tendance croissante à n'admettre à l'hôpital que les cas les plus graves.

Bien que les écarts entre provinces en ce qui concerne l'utilisation des hôpitaux s'atténuent, des différences persistent. Ces différences pourraient refléter en partie le rythme de la réforme du régime de santé, qui a commencé à un moment différent et se poursuit à une vitesse variable dans chaque province.

Les variations interprovinciales pourraient aussi tenir au degré d'utilisation des services de consultations externes et des services de chirurgie d'un jour. L'offre de lits d'hôpitaux et l'accès à d'autres modes de soins varient sans doute fortement d'une province à l'autre. En outre, les taux de réhospitalisation pourraient varier selon la province, situation que ne permettent toutefois pas d'évaluer les données de la présente analyse.

Pour brosser un tableau complet de l'utilisation des services hospitaliers, il serait nécessaire d'examiner la variation de l'utilisation des services de consultations externes. Une étude antérieure menée à l'égard de tous les groupes d'âge a montré qu'entre 1986-1987 et 1993-1994, le nombre total de journées d'hospitalisation a diminué de 17 %, mais que le nombre total de visites aux services de consultations externes a augmenté de 15 %. Une étude réalisée à Winnipeg montre que, si l'on regroupe les malades hospitalisés et les malades ambulatoires, les hôpitaux de cette ville ont traité tout autant de personnes en 1997-1998 qu'ils ne le faisaient avant la rationalisation⁶.

La baisse du taux d'hospitalisation n'est toutefois pas nécessairement synonyme de coûts moindres en matière de soins pédiatriques. Néanmoins, de 1991-1992 à 1994-1995, les dépenses annuelles d'exploitation des hôpitaux canadiens ont diminué, en moyenne, de 2,4 %.

En revanche, le recours plus fréquent aux services de consultations externes pourrait, en fait, coûter plus cher aux particuliers. Par exemple, les dépenses liées aux médicaments d'ordonnance, qui sont pris en charge par l'hôpital lorsque l'enfant y séjourne, incomberaient autrement à sa famille. Or, puisque les ménages à faible revenu sont moins susceptibles que les autres d'avoir une assurance-médicaments²⁶ et que, toutes proportions gardées, les membres des ces ménages utilisent davantage les services hospitaliers^{1,3,6,11,27}, le virage vers le traitement au service de consultations externes pourrait avoir des répercussions économiques plus importantes sur ces ménages.

En outre, les familles sont de plus en plus souvent obligées de prendre soin de leurs enfants malades à domicile et pourraient devoir recourir à d'autres modalités de prestation de soins plus coûteuses. Cette situation risque d'être particulièrement lourde pour les familles où les deux parents travaillent et pour les familles monoparentales.

Cependant, il est sans doute préférable que l'enfant ne soit hospitalisé que si cela est absolument nécessaire, afin de réduire le traumatisme affectif et la perturbation de la vie familiale. D'autres risques pour la santé, comme le risque d'infection, diminuerait aussi si l'enfant était soigné à la maison.

Les statistiques hospitalières ne sont qu'un des éléments du tableau complet du régime de santé. Des renseignements supplémentaires sur des domaines connexes, comme le recours à la chirurgie d'un jour et aux services de consultations externes, pourraient apporter des éclaircissements sur les profils d'utilisation des services hospitaliers. ●

Références

1. N.P. Roos, M. Brownell et E. Shapiro, « Good news about difficult decisions: The Canadian approach to hospital cost control », *Health Affairs*, 17(5), 1998, p. 239-246.
2. J. Shamian et E.Y. Lightstone, « Hospital restructuring initiatives in Canada », *Medical Care*, 35(10), 1997, p. OS62-OS69.
3. N.P. Roos et E. Shapiro, « Using the information system to assess change: The impact of downsizing the acute sector », *Medical Care*, 33(12), 1995, p. DS109-DS126.
4. M. Burke et H.M. Stevenson, « Fiscal crisis and restructuring in medicare: The politics of health in Canada », dans *Health and Canadian Society: Sociological Perspectives*, 3^e édition, publié sous la direction de D. Coburn, C. D'Arcy et G. Torrance, Toronto, University of Toronto Press, 1998, p. 597-618.
5. M.B. Decter, « Canadian hospitals in transformation », *Medical Care*, 35(10), 1997, p. OS70-OS75.
6. M. Brownell et C. Hamilton, « The Manitoba Centre for Health Policy and Evaluation, 1999 », *Winnipeg Hospital Bed Closures: Problem or Progress?*, Winnipeg, Manitoba.
7. J. Reamy, « Health service regionalization in New Brunswick, Canada: A bold move », *International Journal of Health Services*, 25(2), 1995, p. 271-282.
8. J. Sochalski, L.H. Aiken et C.M. Fagin, « Hospital restructuring in the United States, Canada, and Western Europe. An outcomes research agenda », *Medical Care*, 35(10), 1997, p. OS13-OS25.
9. P. Tully et E. Saint-Pierre, « La rationalisation dans les hôpitaux canadiens, 1986-1987 à 1994-1995 », *Rapports sur la santé*, 8(4), 1997, p. 35-42 (Statistique Canada, n°82-003 au catalogue).
10. G. Dougherty, « When should a child be in the hospital? revu par le Dr Frederick North Jr », *Pediatrics*, 101(1), 1988, p. 19-24.
11. G.M. Anderson, « Hospital restructuring and the epidemiology of hospital utilization: Recent experience in Ontario », *Medical Care*, 35(10), 1997, p. OS93-101.
12. T. To, W. Feldman, P.T. Dick *et al.*, « Pediatric health service utilization: Hospitalization among children in Ontario », dans *Patterns of Health Care in Ontario*, 2^e édition, publié sous la direction de V. Goel, I.J. Williams, G.M. Anderson *et al.*, Ottawa, Association médicale canadienne, 1996, p. 290-292.
13. T. To, W. Feldman, P.T. Dick *et al.*, « Pediatric health service utilization: Tonsil and adenoid surgery », dans *Patterns of Health Care in Ontario*, 2nd ed., publié sous la direction de V. Goel, I.J. Williams, G.M. Anderson *et al.*, Ottawa, Association médicale canadienne, 1996, p. 300-306.
14. C.P. Shah, *Public Health and Preventive Medicine in Canada*, 4^e édition, Toronto, University of Toronto Press, 1998.
15. Statistique Canada, *Statistiques démographiques annuelles, 1988* (n° 91-213-XPB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1999.
16. Statistique Canada, *La statistique hospitalière : Rapport annuel préliminaire, 1986-1987* (n° 83-217 au catalogue), Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services Canada, 1988.
17. Statistique Canada, *La statistique hospitalière : Rapport annuel préliminaire, 1994-1995* (n° 83-241-XPB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1996.
18. Organisation mondiale de la santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la 9^e révision, 1975, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
19. Statistique Canada, *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux* (n° 82-562F au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1993.

20. 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 catalogue).
21. C. Goulet et G. Regnier, « Other sports and recreation activity injuries », dans *Pour la sécurité des jeunes Canadiens*, publié sous la direction de G. Beaulne (Santé Canada, n° H39-412/1997F au catalogue), Ottawa, ministre des Travaux publics et des Services gouvernementaux Canada, 1997, p. 220-230.
22. D.H. Janda, E.M. Wojtys, F.M. Hankin *et al.* « A three-phase analysis of the prevention of recreational softball injuries », *The American Journal of Sports Medicine*, 18(6), 1990, p. 632-635.
23. W.J. Millar et I.B. Pless, « Facteurs liés au port du casque à vélo », *Rapports sur la santé*, 9(2), 1997, p. 33-42 (Statistique Canada, n° 82-003-XPB au catalogue).
24. R. Choinière et D. Doval, « General profile of injuries related to motor vehicles and other road vehicles », dans *Pour la sécurité des jeunes Canadiens*, publié sous la direction de G. Beaulne (Santé Canada, n° H39-412/1997F au catalogue), Ottawa, ministre des Travaux publics et des Services gouvernementaux Canada, p. 57-62.
25. C.D. Naylor, D.P. DeBoer et R.P. Hernandez, « Primary and incidental appendectomy », dans *Patterns of Health Care in Ontario. The ICES Practice Atlas*, 2^e édition, publié sous la direction de V. Goel, J.I. Williams, G.M. Anderson *et al.*, Ottawa, Association médicale canadienne, 1996, p. 70-79.
26. W.J. Millar, « Disparités des régimes d'assurance-médicaments », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 11-31, (Statistique Canada, n° 82-003 catalogue).
27. N.P. Roos, C.A. Mustard, « Variation in health and health care use by socioeconomic status in Winnipeg, Canada: Does the system work well? Yes and no », *The Milbank Quarterly*, 75(1), 1997, p. 89-111.

Annexe

Tableau A

Radiations après hospitalisation pour les 10 causes principales, enfants de 1 à 14 ans, Canada, territoires non compris, 1986-1987 et 1996-1997

Causes principales en 1996-1997	Taux d'hospitalisation (pour 1 000 enfants)			Durée moyenne de l'hospitalisation (en jours)			Nombre total de jours (en milliers)		
	1986- 1987	1996- 1997	Variation en %†	1986- 1987	1996- 1997	Variation‡	1986- 1977	1996- 1997	Variation en %‡
Total (codes de la CIM-9)	69,7	37,0	-46,9	4,5	3,8	-0,7	1 591,9	788,7	-50,5
Asthme (493)	5,7	3,6	-36,4	3,6	2,3	-1,3	105,1	47,2	-55,1
Affections chroniques des amygdales et des végétations adénoïdes (474)	8,5	2,3	-73,2	1,7	1,1	-0,6	75,1	14,5	-80,7
Fractures (800 à 829)	3,4	2,1	-36,4	5,7	3,7	-2,0	98,5	44,1	-55,2
Autres gastro-entérites et colites non infectieuses (558)	2,6	1,7	-37,4	3,3	2,1	-1,2	43,9	19,0	-56,7
Symptômes généraux (780)	2,5	1,5	-42,0	3,2	2,2	-1,0	40,4	17,4	-56,9
Pneumonie, micro-organisme non précisé (486)	1,7	1,3	-20,6	5,0	3,4	-1,7	43,0	25,1	-41,7
Appendicite aiguë (540)	1,3	1,0	-22,7	4,9	3,7	-1,2	31,5	20,0	-36,5
Bronchite et bronchiolite aiguës (466)	1,5	0,8	-44,1	4,2	2,8	-1,4	31,7	13,0	-58,9
Laryngite et trachéite aiguës (464)	1,9	0,8	-57,4	2,5	1,5	-1,0	24,1	6,9	-71,4
Infections intestinales dues à d'autres micro-organismes (008)	0,8	0,8	-7,6	3,2	2,4	-0,8	13,1	10,0	-24,2
Total, motifs d'ordre médical (codes de la CIM-9)	44,6	26,3	-41,2	4,7	3,6	-1,1	1 070,9	530,5	-50,5
Asthme (493)	5,7	3,6	-36,3	3,6	2,3	-1,3	104,4	47,0	-55,0
Autres gastro-entérites et colites non infectieuses (558)	2,6	1,6	-37,2	3,2	2,0	-1,2	42,6	18,5	-56,6
Symptômes généraux (780)	2,4	1,4	-41,6	3,1	2,1	-1,0	37,1	16,1	-56,6
Pneumonie, micro-organisme non précisé (486)	1,7	1,3	-20,4	5,0	3,3	-1,7	41,7	24,2	-41,9
Bronchite et bronchiolite aiguës (466)	1,5	0,8	-44,1	4,2	2,8	-1,4	31,5	12,9	-59,0
Laryngite et trachéite aiguës (464)	1,9	0,8	-57,3	2,5	1,5	-1,0	23,9	6,8	-71,4
Infections intestinales dues à d'autres micro-organismes (008)	0,8	0,7	-7,6	3,1	2,3	-0,8	12,8	9,5	-26,0
Autres symptômes relatifs à l'abdomen et du bassin (789)	1,5	0,6	-58,4	2,5	1,9	-0,6	19,0	6,7	-64,9
Fractures (800 à 829)	1,0	0,5	-51,3	8,1	6,1	-2,1	40,4	16,1	-60,1
Troubles de l'équilibre acido-basique et du métabolisme de l'eau et des électrolytes (276)	0,1	0,5	558,7	5,1	2,2	-2,8	1,8	5,8	218,3
Total, motifs d'ordre chirurgical (codes de la CCA)	25,1	10,7	-57,2	4,1	4,3	0,2	521,0	258,2	-50,4
Opérations sur les amygdales et les végétations adénoïdes (40)	8,8	2,5	-71,9	1,8	1,4	-0,4	82,1	19,9	-75,8
Réduction de fracture et de luxation (91)	2,3	1,6	-29,1	4,5	2,8	-1,7	53,0	25,3	-52,4
Opérations sur l'appendice (59)	1,5	1,1	-27,3	4,9	3,7	-1,2	37,1	22,1	-40,4
Opérations sur la peau et le tissu sous-cutané (98)	1,1	0,5	-52,0	6,5	8,1	1,7	35,3	23,5	-33,5
Opérations sur la moelle épinière et les structures du canal rachidien (16)	0,5	0,3	-37,8	5,8	5,5	-0,3	15,4	9,9	-35,3
Opérations sur les muscles, tendons, aponévroses et bourses séreuses, sauf la main (95)	0,5	0,3	-48,4	5,7	3,5	-2,2	14,9	4,9	-66,8
Incision, excision et section d'autres os (89)	0,4	0,3	-42,7	6,5	4,4	-2,2	14,6	6,1	-58,1
Cure de l'hernie (65)	1,0	0,2	-80,7	2,9	4,3	1,4	14,9	4,7	-68,5
Opérations sur les testicules (74)	0,6	0,2	-68,2	2,8	1,3	-1,5	8,7	1,4	-84,0
Autres opérations sur l'oreille moyenne et interne (32)	1,2	0,2	-84,6	2,1	2,4	0,2	13,0	2,4	-81,5

Source des données : Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1986-1987 et 1996-1997

† D'après les taux non arrondis. Tous les écarts entre 1986-1987 et 1996-1997 sont statistiquement significatifs ($p < 0,05$).

‡ D'après les nombres non arrondis.

La santé des mères seules

Claudio Pérez et Marie P. Beaudet

Résumé

Objectifs

Le présent article porte sur les différences d'état de santé et d'utilisation des services de santé observées chez les mères de famille biparentale, les mères qui se sont retrouvées seules récemment et celles qui le sont depuis plus longtemps. L'article étudie aussi l'évolution de la santé de ces femmes et de leur utilisation des services de santé au fil du temps.

Source des données

Les données proviennent de la composante longitudinale des deux premiers cycles (1994-1995 et 1996-1997) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). L'échantillon analysé comprend 1 805 femmes réparties dans les 10 provinces dont le ménage compte au moins un enfant de moins de 18 ans.

Techniques d'analyse

L'étude compare d'abord les moyennes corrigées et non corrigées de l'autoévaluation de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé pour les trois catégories de mères. Des modèles de régression multiple permettent en outre de déterminer s'il existe un lien significatif entre la condition de mère seule, d'une part, et les indicateurs de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé, d'autre part, après avoir tenu compte de l'effet de certains facteurs.

Principaux résultats

En général, les mères seules sont en moins bonne santé que les mères de famille biparentale, si l'on s'en tient aux cotes obtenues pour l'autoévaluation de l'état de santé et pour les sentiments de bonheur et de détresse. Dans l'intervalle entre les deux premiers cycles de l'ENSP, l'état de santé des mères seules depuis longtemps ne s'est pas amélioré de façon significative. En outre, aucune différence n'a été constatée en ce qui concerne l'évaluation de l'utilisation des services de santé.

Mot clés

Parent seul, études longitudinales, autoévaluation de l'état de santé, utilisation des services de santé, bonheur, détresse.

Auteurs

Claudio Pérez (613-951-1733; perecla@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.

Le nombre de familles monoparentales n'a cessé d'augmenter au Canada au cours des dernières décennies. En 1995, on en dénombrait plus de 1,1 million, ce qui représente une hausse de 60 % par rapport à 1981¹. La grande majorité de ces familles sont dirigées par une femme.

La transition à l'état de parent seul est stressante même si elle est volontaire²⁻⁸. Selon les circonstances qui mènent à cette situation, les mères seules peuvent subir des tensions dues non seulement à la perte de leur partenaire, mais aussi à des changements comme la nécessité de déménager, la diminution de l'appui financier et affectif, la perte d'un emploi ou le commencement d'un nouvel emploi, et peut-être même le départ d'un ou de plusieurs enfants du foyer.

Être obligée de faire face à une ou à plusieurs de ces situations stressantes peut avoir sur la santé physique et psychique des répercussions qui entraînent un recours plus fréquent aux services de santé. Ainsi, les mères seules depuis peu ne seraient vraisemblablement pas en aussi bonne santé que celles qui vivent avec un partenaire.

L'état de santé des mères qui sont seules depuis un certain temps est plus difficile à prévoir. Au fil du temps, les mères seules apprennent sans doute à faire face à leur situation et il se peut que leur santé s'améliore et qu'elles utilisent moins souvent les services de santé. Selon certaines études, après une période d'adaptation de deux ou trois ans environ, nombre de mères seules retrouvent un état de santé comparable à celui des mères de famille biparentale^{9,10}.

L'exposition prolongée aux difficultés qui caractérisent la situation de mère seule peut sans doute aussi compromettre la santé et accroître l'utilisation des services de santé. Par conséquent,

la santé des mères qui sont seules depuis longtemps différera vraisemblablement de celle des mères qui vivent avec un partenaire ou qui sont devenues seules récemment. Toutefois, il reste à déterminer quel groupe de mères seules aura le meilleur ou le pire état de santé et lequel utilisera les services de santé le plus fréquemment.

Nombre d'études indiquent que les mères seules jouissent dans l'ensemble d'un moins bon état de santé mentale et physique et utilisent plus fréquemment les services de santé que celles qui vivent avec un partenaire^{4,6,8,11-16}. Cependant, assez peu de travaux décrivent l'évolution de la santé des mères seules au fil du temps. Les données

Source des données

Le présent article repose sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'enquête permet de recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle porte sur les membres des ménages et les personnes placées en établissement de santé 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.

Les données tirées de l'enquête ont été regroupées dans le Fichier général et dans le Fichier santé. Le Fichier général rassemble des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé de tous les membres des ménages participants. Une personne a en outre été sélectionnée au hasard dans chaque ménage participant pour fournir des renseignements détaillés sur sa santé. Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé, ainsi que les données du Fichier général sur les personnes qui ont fourni ces renseignements.

Parmi les membres des ménages formant la composante longitudinale en 1996-1997, 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 ayant fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général au moment du deuxième cycle (1996-1997).

L'échantillon de 1994-1995 de la composante des ménages couvrant les 10 provinces comptait 27 263 ménages, dont 88,7 %

ont accepté de participer à l'enquête. À l'issue d'un tri de sélection pour s'assurer du caractère représentatif de l'échantillon, 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 seuls des renseignements généraux ont été recueillis. 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 en 1996-1997.

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, c'est-à-dire des renseignements généraux et des renseignements détaillés sur leur santé, aux deux cycles de l'enquête. 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^{17,18}.

La présente analyse se fonde sur les données longitudinales de la composante des ménages des cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'ENSP pour les 10 provinces. Elle se concentre sur 1 805 femmes qui, en 1996-1997, avaient au moins un enfant de moins de 18 ans à la maison et qui vivaient avec un partenaire ou étaient seules. Ces femmes se répartissent de la façon suivante: 1 374 femmes vivant dans une famille biparentale, 367 mères seules depuis longtemps et 64 mères nouvellement seules (voir *Définitions*).

longitudinales des premier (1994-1995) et deuxième (1996-1997) cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) donnent l'occasion d'observer cette évolution et d'étudier certains facteurs qui y sont associés (voir *Source des données, Techniques d'analyse, et Limites*).

Les mères seules sont en moins bonne santé

En 1996-1997, les mères seules n'ont pas évalué leur état général de santé aussi favorablement que les mères de famille biparentale (tableau 1) (voir *Caractéristiques de l'état de santé*). D'aucuns prétendent que certaines femmes dont la santé n'est pas très bonne « causent » elles-mêmes leur situation de mère seule, car leur mauvais état de santé met sans doute à rude épreuve la relation avec leur partenaire^{12,15}. Pour en partie parer à cette éventualité, les cotes d'autoévaluation de l'état de santé des mères

obtenues en 1996-1997 ont été corrigées pour tenir compte des vraies cotes obtenues en 1994-1995.

Même en considérant les cotes d'autoévaluation de l'état de santé des mères seules en 1994-1995, la cote moyenne calculée pour 1996-1997 est plus faible pour ces mères que pour celles qui vivent avec un partenaire. La tendance est la même pour les sentiments de bonheur et de détresse : en 1996-1997, les mères seules se sentaient nettement moins heureuses et éprouvaient un sentiment de détresse nettement plus prononcé que les autres, même après correction pour tenir compte des autoévaluations de 1994-1995.

Des écarts persistent

La répartition des mères seules en deux catégories, à savoir les mères nouvellement seules (c'est-à-dire celles qui le sont devenues après 1994-1995) et les mères seules depuis longtemps (c'est-à-dire celles

Techniques d'analyse

Une moyenne a d'abord été calculée quant aux cotes enregistrées pour l'autoévaluation de l'état de santé, le sentiment de bonheur, le sentiment de détresse et le nombre moyen de consultations de certains professionnels de la santé. Les valeurs obtenues ont ensuite été comparées tant chez les mères vivant avec un partenaire que chez celles vivant seules. De même, les moyennes pour ces deux groupes ont été calculées et comparées après correction pour tenir compte de l'effet sur les indicateurs étudiés des résultats de l'autoévaluation de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé enregistrés en 1994-1995 (tableaux 1 et 3).

L'analyse de la variance de mesures répétées a servi à comparer l'autoévaluation de l'état de santé et l'utilisation des services de santé chez les mères appartenant à une famille biparentale, les mères nouvellement seules et les mères seules depuis longtemps (tableaux 2 et 4). Cette méthode consiste à utiliser la personne elle-même comme témoin.

La régression linéaire multiple a permis de déterminer si la condition de mère seule est liée de façon significative à certains indicateurs de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé, après avoir tenu compte de l'effet d'autres facteurs que l'on pense être liés à ces variables.

Les données ont été pondérées de façon à ce qu'elles soient représentatives de la population observée en 1994-1995, à

l'occasion du premier cycle de collecte de données de l'ENSP. Le niveau de signification a été fixé à $p = 0,05$. L'application de la méthode *bootstrap* a en outre servi à tenir compte de l'effet du plan de sondage sur les estimations de la variance et les tests de signification^{19,20}. Dans le cas de comparaisons par paire portant sur plus de deux catégories (tableaux 2, 4 et 5), le niveau de signification a été corrigé pour tenir compte des comparaisons multiples.

Souvent, la distribution du nombre de visites chez les professionnels de la santé n'obéit pas à la loi normale. En général, elle passe par un maximum à l'origine et est étalée vers la droite. En présence d'une telle distribution, la moyenne est un mauvais indicateur de la tendance centrale, si bien que les résultats de l'analyse multivariée risquent d'être faussés. Une méthode courante pour remédier à ce problème consiste à ajouter une unité (1) aux valeurs quand la distribution englobe la valeur zéro et à calculer leur logarithme naturel. Cependant, les résultats fondés sur les cotes qui ont été transformées pour obtenir leur logarithme naturel équivalent sont difficiles à conceptualiser. Dans le cas des consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle, où la distribution est étalée vers la droite, on a calé les deux valeurs extrêmes sur la cote la plus élevée suivante. Les analyses par régression linéaire multiple portant sur les valeurs recodées et sur les cotes ayant été transformées pour obtenir leur logarithme naturel équivalent produisent des résultats similaires.

qui étaient seules en 1994-1995 et en 1996-1997) donne une idée de l'évolution de leurs états de santé respectifs au fil du temps.

La cote moyenne d'autoévaluation de l'état de santé est nettement plus faible pour les mères seules depuis longtemps que pour les mères de famille biparentale, tant en 1994-1995 qu'en 1996-1997. En outre, la moyenne n'a varié significativement ni pour l'un ni pour l'autre groupe durant cette période de deux ans (tableau 2).

Au premier cycle de l'enquête, la cote moyenne d'autoévaluation de l'état de santé était presque la même pour les mères nouvellement seules que pour les mères de famille biparentale, puisque leur situation familiale était la même à cette époque-là; en revanche, au deuxième cycle, la cote moyenne calculée pour les mères nouvellement seules est comparable à celle obtenue pour les mères seules depuis longtemps. Toutefois, cette diminution en apparence considérable de la cote d'autoévaluation de l'état de santé des mères nouvellement seules n'est pas statistiquement significative. Néanmoins, elle contraste avec la stabilité observée pour les deux autres groupes. Le fait que l'écart ne soit pas significatif pourrait tenir au manque de puissance statistique due à la petite taille de l'échantillon de mères nouvellement seules.

La cote moyenne d'évaluation du sentiment de bonheur obtenue pour les mères de famille

Tableau 1
Cotes moyennes des mères pour certains indicateurs de l'état de santé, selon le type de famille, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Mères de famille biparentale (B)	Mères seules (S)	Écarts significatifs
État de santé autodéclaré	7,35	6,57	B>S*
Corrigé d'après la cote de 1994-1995	7,27	6,79	B>S*
Sentiment de bonheur	9,62	8,94	B>S*
Corrigé d'après la cote de 1994-1995	9,56	9,11	B>S*
Sentiment de détresse	1,11	1,93	B<S*
Corrigé d'après la cote de 1994-1995	1,20	1,65	B<S*

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

Nota : Pour toutes les variables, les cotes ont été codées de faible à élevée, puis rééchelonnées de 0 à 10.

* $p = 0,05$, test bilatéral

biparentale est supérieure à celle obtenue pour les mères seules depuis longtemps, aussi bien en 1994-1995 qu'en 1996-1997. En outre, en 1996-1997, le groupe des mères appartenant à une famille biparentale était le seul pour lequel la cote de sentiment de bonheur avait augmenté de façon significative.

La comparaison entre les mères qui ont participé à la fois aux premier et deuxième cycles de l'enquête et celles qui n'ont participé qu'au premier cycle montre que les premières se sentaient significativement plus heureuses que les secondes

Tableau 2
Cotes moyennes des mères pour certains indicateurs de l'état de santé, selon le type de famille, Canada, territoires non compris, 1994-1995 et 1996-1997

	Cotes moyennes			Écarts significatifs
	Mères de famille biparentale (B)	Mères nouvellement seules† (N)	Mères seules depuis longtemps (L)	
État de santé autodéclaré				
Cycle 1 (1994-1995)	7,33	7,27	6,62	B1 > L1*
Cycle 2 (1996-1997)	7,35	6,72	6,53	B2 > L2*
Comparaison entre les cycles	n.s.
Sentiment de bonheur				
Cycle 1 (1994-1995)	9,42	9,15	8,57	B1 > L1*
Cycle 2 (1996-1997)	9,62	9,21	8,86	B2 > L2*
Comparaison entre les cycles	B1 < B2*
Sentiment de détresse				
Cycle 1 (1994-1995)	1,34	2,25	2,27	B1 < N1* B1 < L1*
Cycle 2 (1996-1997)	1,11	1,75	1,99	B2 < L2*
Comparaison entre les cycles	B1 > B2*

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

Nota : Les comparaisons sont faites par analyse de la variance de mesures répétées. Pour toutes les variables, les valeurs ont été codées de faible à forte, puis rééchelonnées de 0 à 10.

† Devenues mère seule après l'entrevue du premier cycle.

B1 – Cote moyenne au premier cycle pour les mères de famille biparentale

B2 – Cote moyenne au deuxième cycle pour les mères de famille biparentale

N1 – Cote moyenne au premier cycle pour les mères nouvellement seules

N2 – Cote moyenne au deuxième cycle pour les mères nouvellement seules

L1 – Cote moyenne au premier cycle pour les mères seules depuis longtemps

L2 – Cote moyenne au deuxième cycle pour les mères seules depuis longtemps

* $p = 0,05$; test bilatéral avec correction pour tenir compte des comparaisons multiples

... N'ayant pas lieu de figurer

n.s. = non significatif

(données non présentées). Ainsi, l'érosion de l'échantillon n'est sans doute pas étrangère à cette augmentation de la cote d'évaluation du sentiment de bonheur des mères de famille biparentale.

Lors des deux cycles, la cote d'évaluation du sentiment de détresse était plus élevée pour les mères seules depuis longtemps que pour les mères de famille biparentale. En outre, au premier cycle, le niveau de détresse des mères nouvellement seules était nettement plus élevé que celui des mères de famille biparentale. À cette époque-là, les femmes qui allaient devenir des mères seules vivaient encore avec un partenaire. Leur niveau élevé de détresse témoigne sans doute des tensions qui existaient dans le couple avant la rupture.

En 1996-1997, la cote moyenne d'évaluation du sentiment de détresse avait baissé significativement chez les mères de famille biparentale, mais non chez les mères seules depuis longtemps. La diminution importante observée chez les premières tient vraisemblablement au fait que les familles biparentales étaient mieux placées que les autres pour profiter de l'amélioration de la conjoncture économique²¹ durant la période de référence. L'érosion de l'échantillon ne semble avoir aucun effet sur les cotes d'évaluation du sentiment de détresse.

La valeur moyenne des coefficients de stabilité de ces indicateurs de l'état de santé (tableau A en annexe) montre que les moyennes globales masquent d'importantes variations individuelles (d'un cycle à l'autre). En outre, la fiabilité et la validité des trois indicateurs peuvent différer (par exemple, la cote d'évaluation du sentiment de bonheur, qui se fonde sur une seule question, pourrait dépendre fortement de l'humeur de la personne). Cependant, une constatation persiste. Au premier cycle, et ce pour les trois indicateurs choisis, la santé des mères seules depuis longtemps était nettement moins bonne que celles des mères de famille biparentale, et il en était toujours de même au deuxième cycle.

L'utilisation des services de santé est comparable

Théoriquement, le moins bon état de santé des mères seules devrait être associé à une utilisation plus fréquente des services de santé. Néanmoins, le

Tableau 3

Nombre moyen de consultations des professionnels de la santé par les mères, selon le type de famille, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Mères de famille biparentale (B)	Mères seules (S)	Écarts significatifs
Nombre de consultations d'un médecin	5,81	4,73	n.s.
Corrigé d'après la cote de 1994-1995	4,90	5,29	n.s.
Nombre de consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle	0,54	1,88	B<S*
Corrigé d'après la cote de 1994-1995	0,65	1,15	n.s.

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

Nota : Les valeurs de toutes les variables sont codées de faible à élevée

* $p = 0,05$; test bilatéral

n.s. = non significatif

nombre autodéclaré moyen de consultations d'un médecin est sensiblement le même pour l'ensemble des mères seules que pour les mères de familles biparentales (tableau 3). De surcroît, les écarts statistiques observés entre les deux groupes en ce qui a trait au nombre moyen de consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle disparaissent quand on tient compte du nombre déclaré de consultations au premier cycle.

En distinguant les mères nouvellement seules de celles qui le sont depuis longtemps, les nombres moyens de consultations d'un médecin enregistrées pour les trois groupes ne présentent aucun écart significatif (tableau 4). Cependant, en 1996-1997, le nombre déclaré de consultations d'un médecin avait baissé de façon significative pour les mères de famille biparentale et les mères seules depuis longtemps.

Le seul écart significatif en ce qui concerne les consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle est celui observé en 1994-1995, quand les mères de famille biparentale ont mentionné un nombre plus faible, en moyenne, de consultations que les mères seules depuis longtemps.

Définitions

L'analyse considère trois catégories de mères : (1) *les mères nouvellement seules*, qui vivaient avec un partenaire et au moins un enfant de moins de 18 ans en 1994-1995, mais qui vivaient seules avec au moins un enfant en 1996-1997; (2) *les mères seules depuis longtemps*, qui vivaient uniquement avec un ou plusieurs enfants lors des deux cycles de collecte des données; et (3) *les mères de famille biparentale*, qui vivaient avec un partenaire et au moins un enfant au moment des deux cycles de collecte des données. Un quatrième groupe, à savoir les femmes qui étaient dans la situation de mère seule au premier cycle mais qui faisaient partie d'une famille biparentale au moment du deuxième cycle, comptait un trop petit nombre de sujets (46) pour être inclus dans l'analyse. La durée exacte des conditions d'habitation de quelque groupe demeure inconnue, compte tenu de l'absence de données sur le début de leur situation courante. Toute femme dont le ménage comptait une autre personne qu'elle-même, ses enfants et, s'il y avait lieu, son partenaire a été exclue de l'analyse.

Ont en outre été classées dans la catégorie de revenu inadéquat, les femmes appartenant à l'un ou l'autre des deux quintiles inférieurs de revenu, définis en fonction du revenu total du ménage et de la taille du ménage, de la façon suivante :

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

Les personnes qui ont indiqué qu'une de leurs sources de revenu était des prestations provinciales ou municipales d'aide sociale ou de bien-être ont été classées dans la catégorie des *personnes bénéficiant de l'aide sociale*.

Les femmes qui ont déclaré ne posséder qu'un diplôme d'études secondaires ou ne pas avoir obtenu ce diplôme ont été classées dans la catégorie de *faible niveau de scolarité*.

Les catégories suivantes ont servi à rendre compte de la situation d'activité: *emploi à temps plein* (normalement, 30 heures de travail ou plus par semaine pour tous les emplois courants regroupés), *emploi à temps partiel* (normalement, moins de 30 heures de travail par semaine pour tous les emplois courants regroupés), *en chômage* (personne ne travaillant pas à l'heure actuelle à cause d'une mise à pied saisonnière ou non saisonnière provisoire, d'une mise à pied permanente, d'une démission ou ayant déclaré être à la recherche d'un emploi), *personne inactive* (ne travaillant pas à

cause d'une maladie, à cause d'une grossesse, pour prendre soin de ses propres enfants, pour prendre soin d'un parent âgé, pour d'autres raisons personnelles/familiales, parce qu'elle est aux études ou en congé de formation, retraitée, handicapée ou en convalescence après une maladie, ou « autre »). Les personnes qui ont déclaré ne pas travailler à l'heure actuelle à cause d'un conflit de travail ou être en congé non rémunéré ou partiellement rémunéré ont été considérées comme étant occupées. Une cinquième catégorie, *données manquantes*, regroupe les cas pour lesquels on ne connaît pas le nombre courant d'heures de travail ou la raison pour laquelle la personne ne travaille pas. Une femme a été identifiée comme ayant un *nouvel employeur* uniquement si elle travaillait au moment des deux cycles de l'enquête et que l'employeur n'était pas le même en 1996-1997 qu'en 1994-1995.

L'état matrimonial n'a ici nullement été pris en compte, puisque l'analyse met l'accent sur la composition du ménage plutôt que sur le caractère légal de la relation de la mère. Cependant, la catégorie « séparée » a été intégrée au modèle multivarié, car cette situation pourrait être un indice d'instabilité supplémentaire que n'éprouvent pas les mères de famille biparentale ni les mères seules qui sont divorcées ou veuves.

Un indice marquant la *perte d'un ou de plusieurs enfants* a été associé aux femmes dont le nombre d'enfants dans le ménage avait diminué (quelle qu'en soit la raison) entre 1994-1995 et 1996-1997.

Les *personnes ayant déménagé* sont celles dont le code postal a changé entre 1994-1995 et 1996-1997.

Quatre questions auxquelles il fallait répondre par « oui » ou par « non » ont servi à évaluer le soutien émotionnel. Les mères interrogées se sont vu demander si elles avaient une personne à qui elles pouvaient se confier, sur qui elles pouvaient compter, qui pouvaient leur donner des conseils et qui pouvaient leur donner le sentiment d'être aimée et choyée. Chaque réponse affirmative a reçu une cote de 1. La perception de bénéficier d'un soutien émotionnel est d'autant plus forte que la cote est élevée. Un changement dans le soutien émotionnel a été défini comme un écart entre les cotes enregistrées en 1994-1995 et 1996-1997.

On a demandé aux participants à l'ENSP s'ils avaient « des problèmes de santé de longue durée qui persistent ou qui devraient persister six mois ou plus ». Une liste proposant une vaste gamme de *problèmes de santé chroniques* particuliers a alors été lue.

Les femmes qui sont restées alitées ou qui ont réduit leurs activités au moins un jour au cours des deux semaines qui ont précédé l'entrevue à cause d'une maladie ou d'une blessure ont été considérées comme *ayant connu des journées d'incapacité au cours des deux dernières semaines*.

Les participantes à l'enquête devaient indiquer si une incapacité physique ou mentale, ou un problème de santé chronique, avait limité d'une façon quelconque le genre ou le nombre d'activités exercées à la maison, à l'école, au travail ou dans d'autres activités comme les loisirs ou les déplacements entre la maison et le lieu de travail. Elles se sont aussi vu demander si elles souffraient d'une incapacité ou d'un handicap quelconque de longue durée. Les personnes qui ont répondu « oui » à l'une de ces questions ont été classées dans la catégorie des personnes présentant une *limitation des activités*.

Tableau 4
Nombre moyen de consultations des professionnels de la santé par les mères, selon le type de famille, Canada, territoires non compris, 1994-1995 et 1996-1997

	Nombre moyen de consultations			Écarts significatifs
	Mères de famille biparentale (B)	Mères nouvellement seules [†] (N)	Mères seules depuis longtemps (L)	
Consultations d'un médecin				
Cycle 1 (1994-1995)	5,40	6,06	8,07	n.s.
Cycle 2 (1996-1997)	4,73	7,71	5,28	n.s.
Comparaison entre les cycles	B1 > B2* L1 > L2*
Consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle				
Cycle 1 (1994-1995)	0,60	2,36	3,07	B1 < L1*
Cycle 2 (1996-1997)	0,55	2,86	1,59	n.s.
Comparaison entre les cycles	n.s.

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

Nota : Les comparaisons sont faites par analyse de la variance de mesures répétées.

† Devenues mère seule après l'entrevue du premier cycle.

B1 – Cote moyenne au premier cycle pour les mères de famille biparentale

B2 – Cote moyenne au deuxième cycle pour les mères de famille biparentale

N1 – Cote moyenne au premier cycle pour les mères nouvellement seules

N2 – Cote moyenne au deuxième cycle pour les mères nouvellement seules

L1 – Cote moyenne au premier cycle pour les mères seules depuis longtemps

L2 – Cote moyenne au deuxième cycle pour les mères seules depuis longtemps

* $p = 0,05$; test bilatéral avec correction pour tenir compte des comparaisons multiples

... N'ayant pas lieu de figurer

n.s. = non significatif

Le statut socioéconomique et la santé

Plusieurs autres variables liées au bien-être physique et psychique ont servi à interpréter l'état de santé relativement moins bon des mères seules (voir *Définitions*).

Nombre d'auteurs ont décrit le lien entre le mauvais état de santé et un faible statut socioéconomique²²⁻²⁴. Les familles dirigées par une mère seule sont, force est d'admettre, souvent économiquement défavorisées^{3,5,6,8,11,25-32}. Inversement, les femmes de faible statut socioéconomique courent un risque plus grand que les autres de devenir des mères seules³³. Il n'est donc pas étonnant que, selon les données de l'ENSP, les mères nouvellement seules et celles qui le sont depuis

Tableau 5
Certaines caractéristiques des mères, selon le type de famille, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Mères de famille biparentale (B)	Mères seules		Comparaisons par paire significatives
		Nouvellement (N)	Depuis longtemps (L)	
Caractéristiques personnelles				
Âge moyen de la mère (années)	38	34	37	B>N*
Caractéristiques socioéconomiques				
Revenu du ménage inadéquat (%)	9	46	49	B<N* B<L*
Aide sociale (%)	4	40 [†]	45	B<N* B<L*
Faible niveau de scolarité (%)	33	43 [†]	36	n.s.
Emploi à temps plein (%)	47	48 [†]	50	n.s.
Emploi à temps partiel (%)	27	--	16	B>L*
En chômage (%)	3 [†]	--	--	--
Personne inactive (%)	22	24 [†]	29	n.s.
Caractéristiques familiales				
Légalement séparée (%)	...	58	22	N>L*
Nombre moyen d'enfants dans le ménage (%)	2,1	1,8	1,8	B>L* B>N*
Enfants de 5 ans ou moins dans le ménage (%)	40	49 [†]	29	B>L*
Changements[§]				
Perte d'enfants (%)	4 [†]	--	--	--
Déménagement (%)	16	64	39	B<N* B<L* N>L*
Nouvel employeur (%)	20	21 [†]	19	n.s.
Variation moyenne du soutien émotionnel	,04 ^{††}	-,11 ^{††}	,20 ^{††}	B<L* N<L*
Indicateurs de la santé				
Problèmes de santé chroniques (%)	56	72	64	n.s.
Journées d'incapacité au cours des deux dernières semaines (%)	13	--	18	n.s.
Limitations de l'activité (%)	13	--	19	n.s.

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

Nota : Les valeurs de toutes les variables sont codées «non/oui», sauf l'âge de la mère, le nombre d'enfants dans le ménage et la variation du soutien émotionnel.

† Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %

‡ Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %

§ Fondés sur les données du premier cycle (1994-1995) et du deuxième cycle (1996-1997)

†† Coefficient de variation supérieur à 33,3 %, à cause de la faible amplitude des estimations (variation à l'intérieur des groupes entre les moyennes des premier et deuxième cycles presque nulle)

-- Coefficient de variation supérieur à 33,3 %

* $p = 0,05$; test bilatéral avec correction pour tenir compte des comparaisons multiples

... N'ayant pas lieu de figurer

n.s. = non significatif

longtemps soient plus susceptibles de vivre dans un ménage dont le revenu est inadéquat que les mères de famille biparentale (tableau 5).

Avoir un emploi peut atténuer les pressions financières et susciter un sentiment d'autonomie. Ces deux éléments contribuent ordinairement à l'amélioration du bien-être psychologique et physique. Parallèlement, les personnes qui jouissent d'une meilleure santé physique et psychique sont plus susceptibles que les autres de décrocher ou de garder un emploi.

Alors qu'il n'y a pas de différence en ce qui concerne le travail à temps plein, une proportion plus faible de mères seules depuis longtemps que de mères de famille biparentale travaillent à temps partiel. Pour les mères seules, le travail à temps partiel est peut-être une option peu réaliste. Par exemple, le revenu tiré d'un emploi à temps partiel peut ne pas suffire à compenser les dépenses qu'entraîne un travail.

Caractéristiques de l'état de santé

Les personnes qui ont participé à l'Enquête nationale sur la santé de la population ont été interrogées sur la façon dont elles perçoivent leur *état de santé*. Une question à cet égard leur a été posée et seule une réponse a été enregistrée. Les cotes ont été rééchelonnées de 0 à 10. « En général, diriez-vous que votre santé est :

- excellente? » [cote de 4; rééchelonnée à 10,0]
- très bonne? » [cote de 3; rééchelonnée à 7,5]
- bonne? » [cote de 2; rééchelonnée à 5,0]
- passable? » [cote de 1; rééchelonnée à 2,5]
- mauvaise? » [cote de 0]

La question suivante a permis d'obtenir une cote d'évaluation du sentiment de *bonheur* (rééchelonnée de 0 à 10) : « Vous décririez-vous comme étant habituellement :

- heureux(se) et intéressé(e) à vivre? » [cote de 4; rééchelonnée à 10,0]
- plutôt heureux(se)? » [cote de 3; rééchelonnée à 7,5]
- plutôt malheureux(se)? » [cote de 2; rééchelonnée à 5,0]
- malheureux(se) et peu intéressé(e) à vivre? » [cote de 1; rééchelonnée à 2,5]
- si malheureux(se) que la vie ne vaut pas la peine d'être vécue? » [cote de 0]

De nouveau, la liste des possibilités a été lue et seule une réponse a été retenue.

Six questions ont en outre permis de mesurer le sentiment de *détresse* psychologique. Ces questions ont trait à des symptômes de dépression et d'anxiété et ont été conçues pour évaluer ces symptômes au moyen d'une échelle à cinq points allant de « jamais » à « tout le temps » : « Au cours du dernier mois, c'est-à-dire la période commençant (un mois plus tôt) et se terminant hier, combien de fois vous êtes-vous senti(e) :

- si triste que plus rien ne pouvait vous faire sourire? »
- nerveux(se)? »
- agité(e) ou ne tenant pas en place? »
- désespéré(e)? »
- bon(ne) à rien? »
- au cours du dernier mois, combien de fois avez-vous senti que tout était un effort? »

Pour chaque personne, la somme de toutes les réponses a été faite (et la cote finale a été rééchelonnée de 0 à 10); l'état de détresse est d'autant plus prononcé que la cote est élevée. Pour l'échantillon complet de l'ENSP, l'estimation du coefficient alpha de Cronbach était égale à 0,77 en 1994-1995 et à 0,80 en 1996-1997.

Le nombre de *consultations d'un médecin* a été déterminé en posant la question : « [Sans compter les séjours dans un établissement de santé] au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone un(e) [lisez la catégorie] pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux? » Les professionnels de la santé touchés par la question ont été regroupés en deux grandes catégories pour déterminer le nombre de consultations : médecin de famille/médecin généraliste et autre médecin (chirurgien, allergologue, gynécologue ou psychiatre, par exemple).

Enfin, le nombre de *consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle* a été mesuré d'après la question suivante : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous consulté en personne ou par téléphone un professionnel de la santé au sujet de votre santé émotionnelle ou mentale? » Aux personnes qui ont répondu « oui », la question suivante a été posée : « Combien de fois (au cours des 12 derniers mois)? » Dans la négative, la valeur 0 a été attribuée au code de nombre de consultations.

Les mères nouvellement seules sont celles qui courent le plus grand risque de déménager, expérience éprouvante sans doute associée à leur transition récente à l'état de parent seul.

Entre les deux cycles de l'enquête, les mères de famille biparentale ont bénéficié, en moyenne, d'une légère augmentation du soutien émotionnel et les mères seules depuis longtemps, d'une augmentation nettement plus forte que toutes les autres mères. En revanche, les mères nouvellement seules ont éprouvé, en moyenne, une diminution du soutien émotionnel. La perturbation du réseau social quand des partenaires décident de se séparer est un fait bien connu^{2,3}. En outre, la rupture peut renforcer

le sentiment d'être seule et de n'avoir personne sur qui compter^{5,29}. Toutefois, avec le temps, les mères seules pourraient ressentir de façon moins marquée le manque de soutien émotionnel ou arriver à reconstruire autour d'elles un réseau qui leur offre ce genre de soutien.

On ne peut étudier séparément le lien entre ces divers facteurs et l'autoévaluation de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé, car nombre de caractéristiques sont interdépendantes. Par exemple, l'emploi à temps plein est généralement associé à un niveau de scolarité plus élevé que l'emploi à temps partiel. Par ailleurs, le fait de déménager peut affaiblir le réseau de soutien

Limites

Pour s'assurer que les mères nouvellement seules n'étaient pas des femmes devenues mères récemment mais, en fait, des femmes devenues mères seules récemment, on n'a inclus dans l'échantillon que les participantes à l'enquête qui étaient mères lors des deux cycles. Par conséquent, toutes les mères nouvellement seules avaient vécu antérieurement avec un partenaire (autrement dit, au moment du 1^{er} cycle). En revanche, les mères seules depuis longtemps incluent les femmes qui n'ont jamais vécu avec un partenaire, puisqu'il n'est pas possible de faire la distinction entre ces deux groupes (en 1995, presque une mère seule sur quatre était célibataire et n'avait jamais été mariée)^{1,34}. Il ne faut pas perdre de vue cette incohérence quand on compare les mères nouvellement seules et les mères seules depuis longtemps, puisque des cheminements différents vers la condition de mère seule peuvent avoir des effets distincts sur la santé.

La classification des mères dans les catégories des mères nouvellement seules, des mères seules depuis longtemps et des mères de famille biparentale se fonde sur la composition des ménages au moment de la collecte des données des premier et deuxième cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (voir *Définitions*). Aucun renseignement n'est disponible sur les conditions d'habitation des participantes à l'enquête avant le premier cycle ou entre le premier et le deuxième. Donc, on ne pourrait déceler les modifications éventuelles de la composition du ménage (y compris un changement de partenaire ou la présence d'un partenaire provisoire) durant ces périodes. De plus, la durée des diverses conditions d'habitation demeure inconnue.

Les modèles de régression logistique n'ont pas été conçus pour faire des prévisions, mais plutôt pour déterminer si la condition de mère nouvellement seule ou de mère seule depuis longtemps est liée de façon significative à l'état de santé, quand on tient compte des effets d'autres variables que l'on croit influencer sur l'état de santé. Les données ne permettent pas de tirer de conclusion quant aux relations de cause à effet.

Puisque le nombre de femmes qui se sont retrouvées dans la situation de mère seule sur une période de deux ans est vraisemblablement faible, la taille de l'échantillon de mères nouvellement seules est petite (64), ce qui diminue le pouvoir statistique.

L'érosion de l'échantillon pourrait être forte dans le cas des mères nouvellement seules, qui, étant donné les nouvelles circonstances de leur vie, pourraient être moins disposées à participer aux cycles subséquents de l'enquête. Or, si le changement de situation n'a pas sur la santé de celles qui ont participé au deuxième cycle le même effet que sur la santé de celles qui ont refusé d'y participer, les résultats pourraient être entachés d'un biais.

En plus de l'insuffisance du revenu au moment du deuxième cycle, il serait souhaitable d'examiner le lien entre la diminution du revenu entre les deux cycles de l'enquête et les indicateurs de l'état de santé. Malheureusement, comme les renseignements sur le revenu du ménage ne sont disponibles que pour de grandes catégories, il n'est pas possible de produire une variable « variation du revenu » suffisamment sensible.

Nul ne peut en outre déterminer l'importance du chevauchement entre les nombres déclarés de consultations d'un médecin et de consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle.

émotionnel. Toutefois, l'analyse multivariée permet de tenir compte de l'effet de chaque facteur et de diverses combinaisons de ces facteurs sur l'état de santé et sur l'utilisation des services de santé.

Après correction pour tenir compte des effets d'autres variables, on constate, comme prévu, que les problèmes de santé chroniques, les limitations de l'activité et les journées récentes d'incapacité influent significativement sur l'autoévaluation de l'état de santé, ainsi que sur les sentiments de détresse et de bonheur (tableau B en annexe). En outre, ces trois variables sont les seules qui soient associées à une augmentation du nombre de consultations d'un médecin (tableau C en annexe). Enfin, seules les limitations de l'activité sont liées à l'augmentation du nombre de consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle.

Le niveau de scolarité et le revenu jouent un rôle crucial

Même en tenant compte des valeurs enregistrées pour chaque indicateur de l'état de santé en 1994-1995, les mères ayant un faible niveau de scolarité se sont dites en moins bonne santé, moins heureuses et dans un état de plus grande détresse que les autres en 1996-1997. L'analyse montre que les mères qui bénéficient de l'aide sociale ont tendance à se juger en moins bonne santé que les autres et que celles dont le niveau de revenu du ménage est inadéquat éprouvent un plus grand sentiment de détresse. Bien que ces résultats donnent à penser que le moins bon état de santé des mères seules est imputable, dans une large mesure, à un faible niveau de scolarité et à un revenu inadéquat, on simplifierait exagérément la situation en concluant que ces facteurs « expliquent complètement » le moins bon état de santé éprouvé par ce groupe. En effet, l'état de santé des mères observé au premier cycle de l'enquête explique à lui seul une part importante de la variance dont rend compte le modèle, d'une part, et la majeure partie de la variance reste inexpliquée, d'autre part.

Ce modèle ne témoigne par contre d'aucun lien significatif entre l'utilisation des services de santé et le faible niveau de scolarité ni l'insuffisance du revenu. En ce qui concerne les consultations d'un

médecin, cette constatation n'a rien de surprenant, compte tenu de l'universalité du régime de santé en vigueur au Canada. Par contre, l'absence d'un lien entre ces facteurs et les consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle semble plus étrange, car ces services sont souvent prodigués selon le principe du paiement à l'acte. Cependant, ils pourraient être offerts aux personnes à faible revenu en même temps que d'autres prestations d'aide sociale.

La condition de parent seul et la santé

Si l'on tient compte d'autres déterminants de la santé et de l'état de santé en 1994-1995, en soi, le fait d'être un parent seul n'a de répercussions significatives sur aucun des trois indicateurs de la santé observés (tableau B en annexe).

Curieusement, un lien global existe entre la séparation et la diminution du sentiment de détresse. Toutefois, ce sentiment augmente chez les mères seules qui viennent de se séparer. Donc, l'instabilité due à la séparation semble être perturbante pour les mères nouvellement seules, mais n'avoir aucun effet sur la perception qu'elles ont de leur état de santé et de leur sentiment de bonheur.

Dans le modèle de l'autoévaluation de l'état de santé, le coefficient positif observé pour les mères seules depuis longtemps et ayant en outre un revenu inadéquat est contre-intuitif. Il serait indiqué, dans ce modèle, de corriger l'effet principal fortement négatif lié uniquement au fait d'être une mère seule depuis longtemps, effet qui, conjugué à l'insuffisance du revenu, aboutit à une sous-estimation de la cote moyenne d'autoévaluation de l'état de santé de ce groupe.

Mot de la fin

Selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population, les mères seules se déclarent systématiquement en moins bonne santé que les mères de famille biparentale. En outre, les données longitudinales montrent que, de 1994-1995 à 1996-1997, la perception de l'état de santé ne s'est pas améliorée chez les mères seules depuis longtemps. Elle ne différait pas non plus considérablement de celle des mères nouvellement

seules. Ces résultats donnent à penser que l'exposition prolongée aux circonstances typiques d'une situation monoparentale conduit à se juger en moins bonne santé. Aucun écart significatif n'a été décelé entre les fréquences d'utilisation des services de santé, sauf pour les consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle au premier cycle, pour lesquelles le nombre est plus élevé pour les mères seules depuis longtemps que pour les mères de famille biparentale.

Isolément, la condition de parent seul n'est pas un prédicteur significatif de l'état de santé. Cependant, dans les modèles étudiés, l'effet de la catégorie dans laquelle se range la mère est atténué par la combinaison de nombreuses variables explicatives, comme le faible niveau de scolarité et l'insuffisance du revenu du ménage. Par conséquent, l'évaluation de tous les facteurs qui ont tendance à être reliés à la condition de parent seul, y compris ceux qui surviennent au fil du temps, pourrait être le point de départ critique de la résolution des problèmes de santé auxquels sont vraisemblablement sujettes les mères seules. ●

Remerciements

Les auteurs remercient Hélène Aylwin pour ses travaux de base sur le sujet.

Références

1. Statistique Canada, *Les familles canadiennes : diversité et changement*, (Statistique Canada, n° 12F0061XPF au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1996.
2. M. Weinraub et B.M. Wolf, « Stressful life events, social supports, and parent-child interactions: Similarities and differences in single-parent and two-parent families », dans *Research on Support for Parents and Infants in the Postnatal Period*, publié sous la direction de C.F. Boukydis, Norwood, New Jersey, Ablex Publishing Corporation, 1987, p. 114-135.
3. R.L. Simons, C. Johnson et F.O. Lorenz, « Family structure differences in stress and behavioral predispositions », dans *Understanding Differences between Divorced and Intact Families: Stress, Interaction and Child Outcome*, publié sous la direction de R.L. Simmons and Associates, Thousand Oaks, California, Sage Publications, Inc., 1996, p. 45-64.
4. W.R. Avison, « Single motherhood and mental health: implications for primary prevention », [éditorial; commentaire] [revue de la littérature], *Journal de l'Association médicale canadienne*, 156(5), 1997, p. 661-663.
5. M.-L. Friedemann et M. Andrews, « Family support and child adjustment in single-parent families », *Issues in Comprehensive Pediatric Nursing*, 13(4), 1990, p. 289-301.
6. B.E. Compas et R.A. Williams, « Stress, coping, and adjustment in mothers and young adolescents in single- and two-parent families », *American Journal of Community Psychology*, 18(4), 1990, p. 525-545.
7. J. Beck, « Problems encountered by the single working mother », *Ergonomics*, 27(5), 1984, p. 577-584.
8. M.T. Mednick, « Single mothers: A review and critique of current research », *Applied Social Psychology Annual*, 7, 1987, p. 184-201.
9. E.M. Hetherington, « Coping with family transitions: Winners, losers, survivors », dans *The Psychosocial Interior of the Family*, (4^e édition), publié sous la direction de G. Handel et G.G. Whitchurch, New York, New York, Aldine De Gruyter, 1994, p. 537-559.
10. A.E. Kazac et J.A. Linney, « Stress, coping and life change in the single-parent family », *American Journal of Community Psychology*, 11(2), 1983, p. 207-220.
11. E.L. Lipman, D.R. Offord et M.H. Boyle, « Single mothers in Ontario: sociodemographic, physical and mental health characteristics », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 156(5), 1997, p. 639-645.
12. S. McLanahan, « Single mothers and psychological well-being: A test of the stress and vulnerability hypotheses », *Research in Community and Mental Health*, 5, 1985, p. 253-266.
13. P. Beatson-Hird, P. Yuen et R. Balarajan, « Single mothers: their health and health service use », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 43(4), 1989, p. 385-390.
14. J. Langlois et D. Fortin, « Monoparentalité à chef féminin, pauvreté et santé mentale : état de la recherche », *Santé Mentale au Québec*, 19(1), 1994, p. 157-173.
15. M. Benzeval, « The self-reported health status of lone parents », *Social Science and Medicine*, 46(10), 1998, p. 1337-1353.
16. R.H. Fulmer, « A structural approach to unresolved mourning in single parent family systems », *Journal of Marital and Family Therapy*, 9(3), 1983, p. 259-269.
17. 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).
18. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
19. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n°12-001 au catalogue).
20. 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.

21. Statistique Canada, *L'observateur économique canadien, sommaire statistique* (n° 11-010-XPB au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, octobre 1996 et avril 1998.
22. W. Millar, M.P. Beaudet, J. Chen *et al.*, *Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995* (Statistique Canada, n° 82-567 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995.
23. M.P. Beaudet, J. Chen, C. Pérez *et al.*, *Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997* (Statistique Canada, n° 82-567-XPB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1998.
24. R. Roberge, J.-M., Berthelot et M. Wolfson, « Indice de l'état de santé : mesurer les écarts dans l'état de santé en Ontario, selon la situation économique », *Rapports sur la santé*, 7(2), 1995, p. 29-37 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
25. P. Gauthier, « The mother-headed single-parent family », *Revue Canadienne de Psycho-Education*, 14(1), 1985, p. 19-30.
26. M.M. Weissman, P.J. Leaf et M.L. Bruce, « Single parent women: A community study », *Social Psychiatry*, 22(1), 1987, p. 29-36.
27. A.J. Norton et P.C. Glick, « One parent families: A social and economic profile », *Family Relations: Journal of Applied Family and Child Studies*, 35(1), 1986, p. 9-16.
28. M.M. Sanik et T. Mauldin, « Single versus two parent families: A comparison of mothers' time », *Family Relations: Journal of Applied Family and Child Studies*, 35(1), 1986, p. 53-56.
29. N. Wells Gladow et M.P. Ray, « The impact of informal support systems on the well being of low income single parents », *Family Relations: Journal of Applied Family and Child Studies*, 35(1), 1986, p. 113-123.
30. M.A. Pett et B. Vaughan-Cole, « The impact of income issues and social status on post-divorce adjustment of custodial parents », *Family Relations: Journal of Applied Family and Child Studies*, 35(1), 1986, p. 103-111.
31. Statistique Canada, *Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1996* (Statistique Canada, n°13-207-XPB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1997.
32. M. Drolet et R. Morissette, *The Upward Mobility of Low Paid Canadians: 1993-1995*, série de documents de recherche de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (Statistique Canada, n° 75F0002MPE, n° 98-07 au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1998.
33. J.D. McLeod et R.C. Kessler, « Socioeconomic status differences in vulnerability to undesirable life events », *Journal of Health and Social Behavior*, 1990, 31 (Juin), p. 162-172.
34. Statistique Canada, Recensement de 1996 : état matrimonial, unions libres et familles, *Le Quotidien* (n° 11-001F au catalogue), le mardi 14 octobre 1997.

Annexe

Tableau A
Coefficients de stabilité entre les premier et deuxième cycles pour certains indicateurs de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé

	Total	Mères de famille biparental	Mères seules		
			Total	Nouvellement	Depuis long-temps
État de santé autodéclaré	,56	,56	,55	,43	,58
Sentiment de bonheur	,44	,40	,43	,46	,52
Sentiment de détresse	,40	,31	,48	,06	,48
Nombre de visites chez le médecin	,34	,39	,23	,01	,32
Nombre de consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle	,43	,51	,34	,50	,30

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

Tableau B

Coefficients de régression corrigés pour certaines caractéristiques de l'état de santé des mères, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	État de santé autodéclaré [†]			Sentiment de bonheur [‡]			Sentiment de détresse [§]		
	B	é.-t.	bêta	B	é.-t.	bêta	B	é.-t.	bêta
Évaluation en 1994-1995	0,42*	0,03	0,43	0,28*	0,04	0,34	0,34*	0,04	0,36
Caractéristiques personnelles									
Âge	-0,01	0,01	-0,04	-0,01	0,01	-0,06	0,01	0,01	0,04
Caractéristiques socioéconomiques									
Revenu du ménage inadéquat	-0,24	0,24	-0,04	-0,22	0,25	-0,07	0,67*	0,25	0,17
Aide sociale	-0,62*	0,23	-0,09	0,03	0,19	0,01	-0,31	0,19	-0,07
Faible niveau de scolarité	-0,32*	0,12	-0,07	-0,21*	0,08	-0,08	0,25*	0,09	0,09
Emploi à temps plein ^{††}
Emploi à temps partiel	-0,05	0,13	-0,01	0,08	0,09	0,03	-0,19	0,09	-0,06
En chômage	0,32	0,36	0,02	0,07	0,15	0,01	0,12	0,23	0,02
Personne inactive	-0,03	0,17	-0,01	-0,01	0,11	-0,003	-0,11	0,11	-0,03
Caractéristiques familiales									
Mère de famille biparentale ^{††}
Mère nouvellement seule	-0,16	1,01	-0,01	0,05	0,66	0,01	0,16	0,96	0,02
Mère seule depuis longtemps	-0,58	0,43	-0,09	-0,12	0,32	-0,03	0,28	0,28	0,07
Légalement séparée	-0,23	0,31	-0,02	-0,02	0,27	-0,005	-0,56*	0,27	-0,09
Nombre d'enfants dans le ménage	0,07	0,09	0,02	0,03	0,05	0,02	-0,03	0,06	-0,02
Enfant(s) de 5 ans ou moins dans le ménage	-0,12	0,16	-0,03	-0,13	0,11	-0,06	0,19	0,11	0,07
Changements									
Perte d'enfants	-0,52	0,28	-0,04	0,26	0,14	0,04	0,32	0,25	0,04
Déménagement	-0,11	0,14	-0,02	-0,13	0,09	-0,04	-0,04	0,10	-0,01
Nouvel employeur	0,24	0,15	0,04	-0,06	0,09	-0,02	0,09	0,10	0,02
Variation moyenne du soutien émotionnel	0,04	0,08	0,01	0,04	0,06	0,03	-0,03	0,08	-0,02
Indicateurs de la santé									
Problèmes de santé chroniques	-0,39*	0,11	-0,08	-0,13*	0,06	-0,06	0,23*	0,07	0,08
Journées d'incapacité au cours des deux dernières semaines	-0,67*	0,19	-0,10	-0,21*	0,12	-0,06	0,42*	0,12	0,11
Limitations de l'activité	-1,14*	0,18	-0,17	-0,24*	0,14	-0,07	0,28*	0,13	0,07
Certaines interactions									
Mère nouvellement seule et nombre d'enfants	-0,59	0,44	-0,10	-0,14	0,37	-0,04	-0,40	0,60	-0,11
Mère seule depuis longtemps et nombre d'enfants	0,08	0,21	0,02	-0,05	0,19	-0,03	0,02	0,18	0,01
Mère nouvellement seule et enfant(s) de moins de 5 ans dans le ménage	1,04	0,61	0,06	0,01	0,44	0,001	-0,34	0,67	-0,03
Mère seule depuis longtemps et enfant(s) de moins de 5 ans dans le ménage	-0,18	0,33	-0,02	0,30	0,33	0,05	0,16	0,39	0,02
Mère nouvellement seule et revenu du ménage inadéquat	0,66	0,63	0,04	0,22	0,44	0,02	0,31	0,68	0,03
Mère seule depuis longtemps et revenu du ménage inadéquat	0,97*	0,37	0,11	-0,43	0,31	-0,09	0,22	0,34	0,04
Mère nouvellement seule et variation du soutien émotionnel	-0,06	0,67	-0,003	0,09	0,50	0,01	0,33	0,46	0,03
Mère seule depuis longtemps et variation du soutien émotionnel	0,33	0,20	0,05	0,004	0,17	0,001	0,15	0,19	0,04
Mère nouvellement seule et séparation légale	0,92	0,66	0,06	-0,03	0,47	-0,003	1,67*	0,66	0,18
Coordonnée à l'origine	5,39			7,55			-0,01		

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

Nota : Les écarts-types sont calculés par la méthode bootstrap, qui tient pleinement compte des effets du plan de sondage. Les mères pour lesquelles une valeur manquait pour une ou plusieurs variables ont été exclues de l'analyse (suppression en ce qui concerne la liste). Des variables « données non disponibles » ont été incluses dans le modèle pour la situation d'activité, le revenu et l'aide sociale, mais leur contribution est inconnue. Sauf indication contraire, la catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour « revenu inadéquat » est un revenu adéquat.

†R² = ,43; corrigé R² = ,42; F = 39,7 df = 32, 1702; p = ,0001

‡R² = ,22; corrigé R² = ,21; F = 15,0 df = 32, 1702; p = ,0001

§R² = ,30; corrigé R² = ,29; F = 22,6 df = 32, 1695; p = ,0001

†† Catégorie de référence

* p ≤ 0,05

... N'ayant pas lieu de figurer

Tableau C

Coefficients de régression corrigés pour certaines caractéristiques concernant le nombre de consultations des professionnels de la santé par les mères, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Visites chez le médecin [†]			Consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle [‡]		
	B	é.-t.	bêta	B	é.-t.	bêta
Évaluation en 1994-1995	0,25*	0,09	0,27	0,36*	0,13	0,42
Caractéristiques personnelles						
Âge	-0,002	0,04	-0,002	0,03	0,02	0,05
Caractéristiques socioéconomiques						
Revenu du ménage inadéquat	1,10	1,13	0,05	0,41	0,58	0,03
Aide sociale	0,21	1,06	0,01	-0,55	0,51	-0,04
Faible niveau de scolarité	0,43	0,48	0,03	0,24	0,25	0,02
Emploi à temps plein [§]
Emploi à temps partiel	-0,42	0,44	-0,02	-0,25	0,25	-0,02
En chômage	-0,75	1,36	-0,02	-1,36	0,97	-0,05
Personne inactive	0,46	0,92	0,02	-0,04	0,39	-0,004
Caractéristiques familiales						
Mère de famille biparentale [§]
Mère nouvellement seule	-0,68	3,66	-0,02	5,20	3,50	0,23
Mère seule depuis longtemps	0,11	1,34	0,005	1,77	1,37	0,14
Légalement séparée	-0,09	1,08	-0,003	0,65	0,82	0,03
Nombre d'enfants dans le ménage	-0,27	0,41	-0,03	-0,09	1,58	-0,01
Enfant(s) de 5 ans ou moins dans le ménage	1,24	0,71	0,08	0,46	0,36	0,05
Changements						
Perte d'enfants	0,38	0,75	0,01	0,65	0,66	0,03
Déménagement	0,75	0,60	0,04	0,30	0,33	0,03
Nouvel employeur	0,28	0,51	0,01	-0,04	0,30	-0,004
Variation moyenne du soutien émotionnel	-0,56	0,43	-0,05	0,04	0,16	0,01
Indicateurs de la santé						
Problèmes de santé chroniques	1,09*	0,35	0,07	0,14	0,20	0,02
Journées d'incapacité au cours des deux dernières semaines	1,64*	0,77	0,08	0,08	0,35	0,01
Limitations de l'activité	3,24*	0,88	0,15	1,26*	0,48	0,10
Certaines interactions						
Mère nouvellement seule et nombre d'enfants	0,35	1,88	0,02	-2,97	1,76	-0,25
Mère seule depuis longtemps et nombre d'enfants	-0,28	0,73	-0,02	-1,36	0,82	-0,20
Mère nouvellement seule et enfant(s) de moins de 5 ans dans le ménage	1,83	3,57	0,03	-1,05	2,29	-0,03
Mère seule depuis longtemps et enfant(s) de moins de 5 ans dans le ménage	1,45	1,49	0,04	-0,43	1,00	-0,02
Mère nouvellement seule et revenu du ménage inadéquat	-2,35	3,65	-0,04	1,73	2,16	0,05
Mère seule depuis longtemps et revenu du ménage inadéquat	-2,81	1,71	-0,09	1,42	1,13	0,08
Mère nouvellement seule et variation du soutien émotionnel	0,55	2,72	0,01	0,38	2,77	0,01
Mère seule depuis longtemps et variation du soutien émotionnel	-0,19	0,68	-0,01	0,37	1,12	0,03
Mère nouvellement seule et séparation légale	1,70	3,25	0,03	1,39	2,42	0,05
Coordonnée à l'origine	1,61			-1,17		

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

Nota : Les écarts-types sont calculés par la méthode bootstrap, qui tient pleinement compte des effets du plan de sondage. Les mères pour lesquelles une valeur manquait pour une ou plusieurs variables ont été exclues de l'analyse (suppression en ce qui concerne la liste). Des variables « données non disponibles » ont été incluses dans le modèle pour la situation d'activité, le revenu et l'aide sociale, mais leur contribution est inconnue. Sauf indication contraire, la catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour « revenu inadéquat » et un revenu adéquat.

[†] $R^2 = ,21$; corrigé $R^2 = ,19$; $F = 14,0$ $df = 32, 1697$; $p = ,0001$

[‡] $R^2 = ,23$; corrigé $R^2 = ,22$; $F = 15,9$ $df = 32, 1700$; $p = ,0001$

[§] Catégorie de référence

* $p \leq 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

Les longues heures de travail et la santé

Margot Shields

Résumé

Objectifs

Le présent article évalue le lien entre la variation du nombre d'heures de travail, la dépression et les modifications de certains comportements qui influent sur la santé. L'analyse porte sur un groupe de personnes à l'égard desquelles des données ont été recueillies pendant un intervalle de deux ans.

Source des données

Les données proviennent de la composante longitudinale des ménages des cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population réalisée par Statistique Canada. Les résultats se fondent sur des renseignements recueillis auprès de 3 830 personnes de 25 à 54 ans (2 181 hommes et 1 649 femmes) qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine pendant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995.

Techniques d'analyse

L'analyse multidimensionnelle a permis ici d'estimer les liens entre le nombre d'heures de travail et la dépression, d'une part, ainsi que les changements concernant le poids, l'usage du tabac, la consommation d'alcool ou l'exercice, d'autre part. L'analyse a été faite en tenant compte de l'effet de variables confusionnelles socioéconomiques et professionnelles éventuelles, comme le niveau de scolarité, le revenu, la profession, le travail par postes et le travail autonome.

Principaux résultats

La cote exprimant le risque d'une dépression subséquente est plus élevée pour les femmes qui travaillent de longues heures que pour les autres. Un lien existe entre le passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail et une prise de poids nuisible pour la santé chez l'homme, une augmentation de l'usage du tabac chez les deux sexes et une consommation accrue d'alcool chez la femme. Par contre, aucun lien n'a été observé avec l'activité physique.

Mots-clés

Prise de poids, usage du tabac, consommation d'alcool, exercice, dépression, tolérance à l'horaire de travail.

Auteur

Margot Shields (613-951-4177; shieman@statcan.ca) travaille à la Division des statistiques sur la santé de Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

Au Canada, une part croissante de la population active passe de longues heures au travail (voir *Les heures de travail*)¹⁻³. La question de savoir si de longues heures de travail sont nuisibles à la santé fait l'objet de débats depuis des décennies. Pourtant, les décideurs qui envisagent de réglementer le nombre d'heures de travail ont de la difficulté à fonder leur décision sur des données scientifiques⁴.

Au Japon, où il est coutumier de travailler de longues heures, un nombre croissant de travailleurs sont emportés par les maladies cardiovasculaires (dont l'accident cérébrovasculaire, l'insuffisance cardiaque aiguë, l'infarctus du myocarde et la rupture d'un anévrisme de l'aorte) durant leurs années les plus productives. Des études fondées sur les demandes d'indemnisation relative aux accidents de travail montrent que nombre de victimes avaient travaillé de longues heures avant leur décès^{5,6}. Les Japonais nomment ces décès *Karoshi*, qui signifie « décès par surdose de travail ».

Les chercheurs japonais ont proposé un modèle du *Karoshi* pour examiner le lien entre les longues heures de travail et la maladie cardiovasculaire⁵. L'hypothèse qui sous-tend le modèle est celle selon laquelle de longues heures de travail entraînent des modifications du mode de vie qui nuisent à la santé, comme l'usage du tabac, l'abus d'alcool, le manque d'exercice, le manque de sommeil, les mauvaises habitudes

alimentaires et la plus faible probabilité de subir des examens médicaux. Les périodes prolongées de longues heures de travail peuvent aussi augmenter l'anxiété, les tensions et l'irritabilité. Au fil du temps,

les personnes dans cette situation accumulent la fatigue et manifestent une propension à l'obésité, caractéristiques dont le résultat cumulatif peut être la maladie cardiovasculaire⁵.

Méthodologie

Source des données

Le présent article repose sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'Enquête permet de recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre les membres des ménages et les personnes placées en établissement de santé des provinces et des 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.

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

L'échantillon de 1994-1995 de la composante des ménages couvrant les 10 provinces comptait 27 263 ménages, dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. À l'issue d'un tri de sélection pour s'assurer du caractère représentatif de l'échantillon, 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 seuls des renseignements généraux ont été recueillis en 1994-1995 et 2 022 personnes de moins de 12 ans sélectionnées au hasard. Donc, en tout, 17 276 membres du panel longitudinal remplissaient les conditions pour être réinterviewés en 1996-1997. Les autres membres de l'échantillon de 1994-1995 représentent des unités d'échantillonnage additionnelles parrainées 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, c'est-à-dire des renseignements généraux et des renseignements détaillés sur la santé, aux deux cycles de l'enquête.

Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'entrevue de l'ENSP sont décrits plus en détail dans les rapports publiés au sujet de l'enquête⁷⁻⁹.

Les données analysées ici sont celles recueillies auprès de 3 830 personnes de 25 à 54 ans (2 181 hommes et 1 649 femmes) qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine pendant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995 et pour lesquelles des renseignements ont été recueillis en 1996-1997 (tableau A en annexe). Une faible proportion de personnes (0,9 %) pour lesquelles on ne possède pas de renseignements sur les heures de travail durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995 ont été exclues de l'analyse. Le profil des travailleurs qui faisaient de longues heures en 1994-1995 se fonde sur les données du fichier longitudinal. Les estimations calculées d'après le fichier de données transversales de 1994-1995 sont fort semblables (données non présentées).

On s'est efforcé, dans la mesure du possible, de recueillir des renseignements détaillés sur la santé directement auprès des personnes sélectionnées au hasard. Cependant, dans un petit nombre de cas, les réponses ont été obtenues par procuration aussi bien en 1994-1995 qu'en 1996-1997. Comme la présente analyse se concentre principalement sur l'évaluation du changement entre les deux cycles de l'ENSP, nul compte n'a été tenu des personnes pour lesquelles la réponse aux questions détaillées sur la santé a été obtenue par procuration lors de l'un ou l'autre cycle (4,4 % des participants à l'enquête), c'est-à-dire huit pour lesquelles on ne possédait que des renseignements par procuration pour les deux cycles de l'enquête, 151 pour lesquelles on possédait des renseignements par procuration pour le premier cycle (1994-1995) et 18 pour lesquelles on possédait des renseignements par procuration pour le deuxième cycle (1996-1997). Ces personnes ont été exclues de l'échantillon afin de réduire le biais que pourrait causer les erreurs de réponse dues à la déclaration par procuration.

Fondé sur les données longitudinales provenant des deux premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (1994-1995 et 1996-1997), le présent article se concentre sur les travailleurs

Techniques d'analyse

Toutes les analyses se fondent sur des données pondérées. Le groupe examiné comprend les membres du panel longitudinal pour lesquels les renseignements n'ont été recueillis par procuration ni en 1994-1995 ni en 1996-1997. L'analyse présente des statistiques descriptives sur les personnes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995 et compare les personnes qui travaillaient de longues heures (au moins 41 heures par semaine, en moyenne) à celles qui travaillaient un nombre d'heures normal (de 35 à 40 heures, en moyenne).

La régression logistique multiple sert ici en outre à modéliser le lien entre les longues heures de travail en 1994-1995 et un épisode dépressif subséquent en 1996-1997. Cette méthode permet aussi de modéliser les effets de la variation ou de la constance du nombre d'heures de travail entre les deux enquêtes (par exemple, passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail ou prestation d'un nombre élevé d'heures de travail durant les deux cycles de l'enquête) en fonction des modifications de comportement qui ont des conséquences sur la santé, à savoir la prise de poids nuisible à la santé, l'augmentation de l'usage du tabac, la consommation d'une plus grande quantité d'alcool et la réduction de l'activité physique.

En tenant compte de leur validité apparente, de données déjà publiées sur le stress professionnel^{10, 11} et de l'existence de données de l'ENSP, certaines caractéristiques professionnelles et sociodémographiques ont été incluses dans les modèles de régression à titre de variables de contrôle. Les variables ayant trait au travail sont la profession, le travail autonome, le travail par postes, le cumul d'emplois, les fortes tensions et contraintes au travail, la forte menace de perdre son emploi et le manque de soutien de la part des surveillants. Les caractéristiques sociodémographiques incluent l'âge, l'état matrimonial, le niveau de scolarité, le revenu du ménage et la présence d'enfants de moins de 12 ans dans le ménage. Sauf indication contraire, les variables de contrôle incluses dans les modèles de régression sont définies d'après des données recueillies lors de l'enquête de 1994-1995.

Dans tous les cas, des modèles de régression distincts ont été ajustés pour les hommes et pour les femmes. Les coefficients de variation et les écarts-types ont été calculés au moyen d'une méthode *bootstrap* pondérée^{12, 13} qui tient pleinement compte des effets du plan de sondage de l'enquête.

canadiens de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995. Les personnes de ce groupe d'âge sont celles qui sont les plus susceptibles de subir le stress dû à l'« horaire surchargé » qu'il faut adopter pour concilier les responsabilités professionnelles, familiales et personnelles¹⁴.

Les données sont analysées dans le contexte des premières phases du modèle du *Karoshi* pour déterminer s'il existe un lien entre les longues heures de travail (au moins 41 heures par semaine) et la dépression, de même que certaines modifications des comportements en matière de santé. Quatre indicateurs, à savoir le poids, l'usage du tabac, la consommation d'alcool et l'activité physique, servent à déterminer si le passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail est lié à des modifications du mode de vie néfastes pour la santé (voir *Méthodologie, Techniques d'analyse* et *Limites*).

Heures de travail et santé

Un nombre étonnamment faible d'études ont jusqu'ici décrit le lien entre le nombre d'heures de travail et l'état de santé ainsi que les comportements. Bien que les effets du travail par postes aient été étudiés de façon approfondie, les effets du nombre d'heures de travail ont toutefois rarement été l'objet d'études¹⁵. Néanmoins, les données aujourd'hui mises à notre disposition donnent lieu de s'inquiéter du risque que les longues heures de travail posent pour la santé et la sécurité^{4, 15, 16}.

En Amérique du Nord et en Europe, la recherche s'est concentrée sur les fortes tensions et contraintes au travail (fortes demandes psychologiques conjuguées à une faible latitude de décision¹¹) et leurs conséquences sur la santé, comme la dépression, l'anxiété, la migraine, l'hypertension et la maladie coronarienne¹⁷⁻²⁷, ainsi que les comportements ayant un effet nocif sur la santé, comme l'usage du tabac et l'excès de poids²⁸⁻³⁰. Cependant, la plupart des travaux fondés sur le modèle des tensions et contraintes au travail ne visent pas à examiner explicitement les conséquences du nombre d'heures de travail.

Les chercheurs japonais ont, certes, étudié le phénomène du *Karoshi*^{5, 6}, mais les données sont en

général présentées sous forme d'une série d'études de cas et ne fournissent aucune estimation épidémiologique valable de la prévalence du *Karoshi*⁶. D'autres études réalisées au Japon montrent un lien entre les longues heures de travail et la prise de poids, la perception d'un stress accru ou un mode de vie nuisible à la santé, mais elles portent uniquement sur des hommes appartenant à un petit nombre de catégories professionnelles^{31,32}.

Parmi les quelques études sur le nombre d'heures de travail, un rapport récent publié en Grande-Bretagne par l'*Economic and Social Research Council* révèle que les longues heures de travail ont des conséquences néfastes pour la santé³³. Selon l'analyse des données de la *British Household Panel Study*, travailler de longues heures au cours d'une semaine augmente le sentiment de stress et serait lié à une diminution de l'activité physique. Chez la femme, plusieurs liens ont été observés entre les longues heures de travail et l'état de santé, y compris des problèmes touchant les bras, les jambes, les mains et l'hypertension.

Le stade final du modèle du *Karoshi*, c'est-à-dire la maladie cardiovasculaire, n'a pas été étudié de façon très poussée. Les travaux réalisés au Japon, qui sont des études de cas fondées sur de petits échantillons de sujets masculins, donnent à penser qu'il existe un lien entre les longues heures de travail, l'hypertension et la maladie cardiaque³⁵⁻³⁷. En outre, l'une des études³⁵ indique qu'il existe un lien en forme de « U » entre le nombre élevé d'heures de travail et le risque de crise cardiaque : la cote exprimant le risque de faire une crise cardiaque est plus élevée pour les hommes qui travaillent plus de 55 heures par semaine et pour ceux qui font 35 heures ou moins qu'elle ne l'est pour ceux dont l'horaire hebdomadaire comporte de 40 à 45 heures. Les hommes qui travaillent un petit nombre d'heures sont peut-être dans cette situation parce qu'ils sont en mauvaise santé.

La petite taille des échantillons, rend présentement impossible l'étude d'un lien entre les longues heures de travail et la maladie cardiaque d'après les données

Les heures de travail

Au début du siècle, au Canada, la semaine de travail typique comptait 60 heures. Au cours des décennies suivantes, en grande partie en réponse aux pressions exercées par les syndicats, des efforts ont été fait pour réduire la durée de la semaine de travail en invoquant des raisons de santé et de sécurité. Nombreux étaient les partisans de l'idée selon laquelle la santé physique et mentale des travailleurs s'améliorait s'ils disposaient de plus de temps pour se reposer et participer davantage à la vie familiale³⁴. Aussi a-t-on assisté à une diminution générale du nombre d'heures de travail et à la stabilisation de la durée moyenne de la semaine de travail autour de 35 à 40 heures par semaine vers le milieu des années 60.

Cependant, le nombre moyen d'heures de travail hebdomadaires ne brosse qu'un tableau incomplet de la situation. En effet, si le nombre moyen d'heures de travail par semaine a peu changé depuis le milieu des années 60, une nouvelle tendance s'est manifestée depuis la crise économique du début des années 80, tendance qui a reçu le nom de « polarisation des heures de travail »¹⁻³. Les proportions de travailleurs masculins qui travaillent de longues heures (41 ou plus) et de courtes heures (moins de 35 heures par semaine) ont toutes deux augmenté. Chez les travailleuses, la proportion qui travaillent de longues heures est également à la hausse. Les plus

fortes proportions de personnes travaillant de longues heures se concentrent chez les personnes de 25 à 54 ans, et le décalage le plus étalé vers les longues heures de travail a été observé chez les femmes de 35 à 54 ans³.

Répartition en pourcentage du nombre habituel d'heures de travail, personnes occupées† de 25 ans et plus, selon le sexe, Canada, territoires non compris, certaines années entre 1980 et 1995

		Nombre habituel d'heures de travail par semaine	%			
			1980	1985	1989	1995
Hommes	1 à 34	4,4	5,2	5,2	7,1	
	35 à 40	77,5	75,0	73,4	68,6	
	41+	18,0	19,7	21,4	24,3	
Femmes	1 à 34	29,9	30,9	29,3	30,1	
	35 à 40	64,5	62,6	63,4	61,3	
	41+	5,6	6,5	7,3	8,6	

Source de données : Référence n° 3

† N'inclut pas les travailleurs autonomes

de l'ENSP. Durant l'intervalle de deux ans entre les premier et deuxième cycles de l'ENSP, pour la population étudiée, le nombre de cas de maladie cardiaque pour l'échantillon est de 21 hommes et 13 femmes; pour l'hypertension, les chiffres sont 57 et 33, respectivement.

Mesures des caractéristiques sociodémographiques

Toutes les mesures des caractéristiques sociodémographiques se fondent sur des données recueillies durant l'enquête de 1994-1995.

Pour déterminer l'état *matrimonial*, on a demandé aux participants à l'enquête d'indiquer quel était leur état matrimonial courant. Les personnes qui ont choisi la catégorie « marié(e) », « vit avec un conjoint de fait » ou « vit avec une autre personne » ont été regroupées dans la catégorie « marié(e) ». Les personnes qui ont répondu « célibataire » ont été classées dans la catégorie « jamais marié(e) » et celles qui ont répondu « veuf(ve) », « séparé(e) » ou « divorcé(e) » ont été regroupées dans la catégorie « marié(e) antérieurement ».

Trois catégories de *niveaux de scolarité*, ont été définies, en fonction du plus haut niveau de scolarité atteint, à savoir « diplôme d'études secondaires ou moins », « certaines études postsecondaires » et « diplôme d'études postsecondaires » (collégiales, professionnelles ou universitaires).

Le *revenu du ménage* a été défini d'après le revenu total du ménage durant la période de 12 mois qui a précédé l'enquête et d'après le nombre de personnes qui composent le ménage.

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

Limites

Pour estimer le nombre d'heures de travail, on a demandé aux personnes qui ont participé à l'enquête de donner des renseignements sur les emplois qu'elles avaient occupés l'année précédente. Elles devaient notamment préciser le nombre habituel d'heures de travail par semaine, ainsi que les dates de début et de fin de chaque emploi. Or, certaines pourraient avoir eu de la difficulté à se remémorer les renseignements demandés. Celles dont les antécédents professionnels étaient complexes durant l'année, particulièrement celles qui cumulaient plusieurs emplois, pourraient avoir sous-estimé le nombre d'heures de travail.

Les professionnels et les gestionnaires font souvent des heures supplémentaires non rémunérées pour venir à bout de l'excès de travail. Certains pourraient ne pas déclarer leurs heures supplémentaires, ce qui se traduirait par une sous-estimation du nombre d'heures de travail de ce groupe.

Le calcul du nombre moyen d'heures de travail se fonde sur, au plus, trois emplois. Par conséquent, le nombre d'heures de travail des personnes qui ont occupé plus de trois emplois durant l'année est sous-estimé. Cette situation n'a tout au plus qu'un effet minime sur l'analyse. Selon les données transversales de l'ENSP de 1994-1995, moins de 1 % de travailleurs ont occupé plus de trois emplois durant l'année. En 1996-1997, des renseignements détaillés n'ont été demandés qu'à l'égard d'au plus trois emplois. Le fichier longitudinal ne contient donc que des renseignements détaillés sur trois emplois en tout pour chaque année de référence.

Il n'est pas possible de dresser le tableau complet de la situation professionnelle d'une personne puisque l'ENSP n'est réalisée que tous les deux ans et que les questions sur l'emploi ont trait à l'année qui précède la date de l'entrevue. Par exemple, les personnes classées dans la catégorie des heures normales de travail pour les deux années de référence pourraient rentrer dans une autre catégorie durant l'intervalle entre les deux enquêtes, ce qui pourrait influencer sur les liens relatifs aux changements observés entre les deux années de référence.

Le calcul de l'indice de masse corporelle (IMC) se fonde sur des données autodéclarées et certaines personnes pourraient avoir sous-estimé leur poids et (ou) surestimé leur taille.

On a considéré comme ayant vécu un « nouvel » épisode dépressif majeur les personnes qui ont fait de la dépression durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1996-1997, mais non durant l'année qui a précédé celle de 1994-1995. Or, il est possible que ces personnes aient malgré tout des antécédents de dépression, autrement dit qu'elles aient fait une dépression avant le début de l'ENSP ou durant l'année non visée par l'enquête.

Les travailleurs qui font de longues heures

En 1994-1995, parmi les personnes de 25 à 54 ans travaillant au moins 35 heures par semaine, une plus forte proportion d'hommes que de femmes faisait de longues heures (tableau 1) (voir *Mesures des caractéristiques sociodémographiques*). La moitié de ces hommes, mais environ le quart (28 %) de leurs homologues féminins, ont déclaré travailler au moins 41 heures par semaine. Les hommes faisant de longues heures travaillaient, en moyenne, 55 heures par semaine et les femmes, 51 (données non présentées). Enfin, 32 % d'hommes et 19 % de femmes qui faisaient de longues heures travaillaient au moins 60 heures par semaine.

Chez les hommes, les longues heures sont plus courantes pour les groupes des 25 à 34 ans et des 35 à 44 ans que pour celui des 45 ans et plus. En revanche, chez les femmes, il n'y a aucun lien significatif entre le fait de travailler de longues heures et l'âge. L'état matrimonial n'est en outre aucunement lié aux longues heures de travail ni chez les hommes ni chez les femmes. Cependant, les hommes faisant partie d'un ménage comptant de jeunes enfants sont nettement plus susceptibles que les autres de travailler de longues heures. Par contre, la proportion de femmes travaillant de longues heures dépend peu de la présence de jeunes enfants au foyer.

Les personnes titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires sont nettement plus susceptibles de travailler de longues heures que celles dont le niveau de scolarité n'excède pas les études secondaires. En outre, les hommes et les femmes qui vivent dans un ménage à revenu élevé sont plus susceptibles de travailler de longues heures que ceux et celles faisant partie d'un ménage à revenu moyen. Dans le cas des hommes, les longues heures de travail sont également courantes chez ceux appartenant à un ménage qui tombe dans la fourchette de revenu faible à moyen.

Les caractéristiques de l'emploi

La propension à travailler de longues heures est liée à plusieurs attributs de l'emploi (voir *Mesures des caractéristiques du travail*). Les hommes et les femmes

Tableau 1
Pourcentage de personnes qui ont travaillé de longues heures[†] chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, selon certaines caractéristiques sociodémographiques, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Nombre total	Longues heures [†]	Nombre total	Longues heures [†]
	en milliers	%	en milliers	%
Total	4 414	50[†]	2 789	28
Âge				
25 à 34 ans	1 489	52 [§]	1 058	26
35 à 44 ans	1 681	53 [§]	1 093	28
45 à 54 ans	1 244	43	638	30
État matrimonial				
Marié(e)	3 477	50	2 016	27
Jamais marié(e)	659	49	410	28
Marié(e) antérieurement	278	47	360	32
Données non disponibles	--	--	--	--
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage				
Oui	1 841	54 ^{††}	1 043	25
Non	2 573	47	1 746	29
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins	1 439	45	778	23
Certaines études post-secondaires	1 086	50	734	26
Diplôme d'études post-secondaires	1 880	53 ^{††}	1 272	32 ^{††}
Données non disponibles	--	--	--	--
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	1 143	53 ^{§§}	756	25
Moyen-supérieur	1 978	44	1 255	25
Supérieur	1 064	58 ^{§§}	691	35 ^{§§}
Données non disponibles	229	49	87 ^{†††}	26 ^{†††}

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

Nota : Fondé sur 2 181 hommes et 1 649 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on disposait de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997. Lors de la comparaison de trois groupes en regard d'une variable, on a choisi 2,40 plutôt que 1,96 comme valeur critique pour les tests de signification. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

† Au moins 41 heures par semaine

‡ Significativement plus élevé que pour les femmes

§ Significativement plus élevé que pour le groupe des 45 à 54 ans

†† Significativement plus élevé que pour le groupe sans enfant dans le ménage

†† Significativement plus élevé que pour le groupe ayant un diplôme d'études secondaires ou moins

§§ Significativement plus élevé que pour le groupe de revenu moyen-supérieur

††† Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %

‡‡‡ Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %

-- Quantité trop faible pour produire une estimation fiable

Mesures des caractéristiques du travail

Les données du présent article qui ont trait à la profession, au travail autonome, au travail par postes et au cumul d'emplois proviennent du premier cycle (1994-1995) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP).

On a défini les catégories *professionnelles* « cols blancs » (administration et professionnels), « travail de bureau, ventes ou services » et « cols bleus » en se fondant sur la *Classification type des professions* (CTP) de 1980.

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'enquête si elles « travaillaient principalement pour d'autres personnes à salaire, à traitement ou à commission, ou bien à leur propre compte dans une entreprise, une ferme ou une pratique professionnelle ». Les secondes ont été classées dans la catégorie des *travailleurs autonomes*. Les membres de la famille travaillant sans rémunération ont été exclus de l'analyse (5 personnes).

On a classé dans la catégorie des *travailleurs de postes* les personnes qui ont donné toute réponse relative au travail par postes (y compris le poste normal de soirée, le poste normal de nuit, le poste rotatif, le poste brisé, ou le travail sur appel/horaire irrégulier) sauf le poste normal de jour.

Certaines personnes occupaient simultanément plus d'un emploi durant l'année de référence. On a classé dans la catégorie des *travailleurs cumulant les emplois* ceux qui ont occupé couramment au moins deux emplois en 1994-1995.

Aux personnes qui occupaient plus d'un emploi durant l'année de référence, on a demandé de répondre aux questions sur la profession, le travail autonome et le travail par postes pour l'emploi qu'elles considéraient comme étant l'emploi principal.

Pour chaque emploi, on leur a demandé de préciser le nombre d'heures par semaine consacrées habituellement à l'emploi. En outre, pour chaque emploi, on a recueilli les dates de début et de fin, afin de pouvoir calculer le nombre de semaines consacrées à l'emploi durant l'année. Grâce à ces renseignements, on a calculé le nombre moyen d'heures de travail par semaine durant l'année de référence pour l'ensemble des emplois. Le calcul a été fait pour les deux années de référence pour lesquelles des données figurent dans le fichier longitudinal. L'année de référence 1994-1995 est celle qui précède la date de l'entrevue de 1994-1995 et l'année de référence 1996-1997 est celle qui précède la date de l'entrevue de 1996-1997.

On a classé dans la catégorie des personnes travaillant un nombre normal d'heures celles qui, en moyenne, avaient travaillé de 35 à 40 heures par semaine et dans la catégorie des personnes travaillant de longues heures celles qui, en moyenne, avaient travaillé au moins 41 heures par semaine. La présente analyse se fonde uniquement sur les personnes qui avaient travaillé au moins 35 heures par semaine durant l'année de référence 1994-1995.

Pour examiner l'évolution du *nombre d'heures de travail* d'une année de référence à l'autre, on a défini les catégories suivantes :

- normales-normales : personnes qui, en moyenne, ont travaillé un nombre normal d'heures tout au long de chaque année de référence;
- normales-longues : personnes qui ont travaillé toute l'année durant les deux années de référence et qui, en moyenne, ont travaillé un nombre normal d'heures durant l'année de référence 1994-1995 et de longues heures durant l'année de référence 1996-1997;
- normales-réduites : personnes qui, en moyenne, ont travaillé un nombre normal d'heures toute l'année durant l'année de référence

1994-1995 et qui ont réduit leurs heures de travail à moins de 35 heures par semaine ou qui n'ont pas travaillé 52 semaines durant l'année de référence 1996-1997;

- longues-longues : personnes qui, en moyenne, ont travaillé de longues heures toute l'année durant les deux années de référence;
- longues-réduites : personnes qui, en moyenne, ont travaillé de longues heures toute l'année durant l'année de référence 1994-1995 et qui ont réduit leurs heures de travail à moins de 41 par semaine ou qui n'ont pas travaillé 52 semaines durant l'année de référence 1996-1997.

Les questions portant sur les tensions et contraintes au travail, la menace de perdre son emploi et le soutien de la part des surveillants ont été posées en 1994-1995 pour l'emploi que la personne interrogée occupait au moment de l'entrevue. Pour mesurer les *tensions et contraintes au travail*, on a demandé aux personnes interrogées de coter leur réponse aux sept énoncés qui suivent au moyen d'une échelle à cinq points variant de « tout à fait d'accord » (cote de 1) à « entièrement en désaccord » (cote de 5).

1. Votre travail exige l'acquisition de nouvelles connaissances (cote inverse).
2. Votre travail exige un niveau élevé de compétences (cote inverse).
3. Vous êtes libre de décider de votre façon de travailler (cote inverse).
4. Votre travail consiste à refaire toujours les mêmes choses.
5. Votre travail est frénétique (cote inverse).
6. Vous êtes exempt(e) des demandes opposées que font les autres.
7. Vous avez votre mot à dire sur l'évolution de votre travail (cote inverse).

Pour mesurer les tensions et contraintes au travail, on a calculé le ratio des demandes psychologiques (énoncés 5 et 6) à la latitude de décision. Les éléments relatifs à la latitude de décision incluent la discrétion relative à la compétence (1, 2 et 4) et le pouvoir décisionnel (3 et 7). Afin que la contribution éventuelle de chaque élément à la cote globale calculée pour la latitude de décision et les demandes psychologiques soit uniforme, on a divisé la somme des cotes obtenues pour les énoncés se rapportant à chaque composante par cinq et par deux, respectivement. Puis, on a calculé le ratio pour les tensions et contraintes au travail en divisant la nouvelle cote ainsi obtenue pour les demandes psychologiques par celle obtenue pour la latitude de décision. On a classé dans la catégorie des personnes éprouvant de fortes contraintes et tensions au travail celles pour lesquelles la valeur du ratio tombait dans le quartile supérieur de la distribution pour l'ensemble de la population occupée (cote égale ou supérieure à 1,18). On a calculé le coefficient alpha de Cronbach pour évaluer la cohérence interne de l'échelle des tensions et contraintes au travail. L'estimation de la cohérence interne est de 0,61 pour la latitude de décision et de 0,34 pour les demandes psychologiques du travail.

La *menace de perdre son emploi* a été mesurée au moyen de l'énoncé « Vous avez une bonne sécurité d'emploi ». Les personnes qui ont répondu « ni en accord ni en désaccord », « en désaccord » ou « entièrement en désaccord » ont été regroupées dans la catégorie des personnes se sentant menacées de perdre leur emploi.

Le *soutien de la part des surveillants* a été évalué au moyen de l'énoncé « Votre surveillant facilite l'exécution de votre travail ». Les personnes qui ont dit être en désaccord ou entièrement en désaccord ont été regroupées dans la catégorie des personnes obtenant un faible soutien de la part de leur surveillant.

occupant un poste de col blanc sont plus susceptibles de déclarer de longues heures de travail que ceux et celles qui se classent dans la catégorie du travail de

Tableau 2

Pourcentage de personnes qui ont travaillé de longues heures[†] chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, selon certaines caractéristiques d'emploi, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Nombre total	Longues heures [†]	Nombre total	Longues heures [†]
	en milliers	%	en milliers	%
Total	4 414	50[‡]	2 789	28
Profession				
Col blanc	1 487	56 [§]	1 193	35 [§]
Travail de bureau/ventes/ services	875	46	1 192	22
Col bleu	1 843	45	275	17 ^{††}
Données non disponibles	209	59	130	35 ^{††}
Travail autonome				
Oui	795	80 [§]	271	67 [§]
Non	3 619	43	2 518	23
Travail par postes				
Oui	976	57 [§]	380	36 [§]
Non	3 438	48	2 409	26
Cumul d'emplois				
Oui	247	94 [§]	163	82 [§]
Non	4 167	47	2 626	24
Fortes tensions et contraintes au travail				
Oui	728	48	816	24
Non	3 347	51	1 778	29
Données non disponibles	339	42	195	29 ^{††}
Fortes menace de perdre son emploi				
Oui	1 189	49	778	27
Non	2 886	51	1 817	28
Données non disponibles	339	42	195	29 ^{††}
Faible soutien de la part des surveillants				
Oui	724	52	444	27
Non	3 351	50	2 151	28
Données non disponibles	339	42	195	29 ^{††}

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

Nota : Fondé sur 2 181 hommes et 1 649 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on disposait de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997. Lors de la comparaison de trois groupes en regard d'une variable, on a choisi 2,40 plutôt que 1,96 comme valeur critique pour les tests de signification. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

† Au moins 41 heures par semaine

‡ Significativement plus élevé que pour les femmes

§ Significativement plus élevé que pour les autres postes de la catégorie

†† Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %

-- Quantité trop faible pour produire une estimation fiable

bureau, des ventes et des services ou dans celle des emplois de col bleu (tableau 2). De fortes proportions de personnes travaillant par postes et de travailleurs autonomes font de longues heures. En outre, fait peu étonnant, les longues heures de travail sont fort courantes chez les personnes qui cumulent les emplois ou les entreprises (94 % d'hommes et 82 % de femmes).

Cependant, il n'existe aucun lien entre les fortes tensions et contraintes au travail, la menace prononcée de perdre son emploi ou le manque de soutien de la part des surveillants et les longues heures de travail. Aucune différence significative n'a en effet été observée entre les personnes dans ces situations qui travaillent de longues heures et celles dont le nombre d'heures est normal.

L'évolution des horaires

La plupart des personnes qui avaient travaillé un nombre d'heures normal en 1994-1995 continuaient de le faire en 1996-1997 : 64 % d'hommes et 69 % de femmes (tableau 3). En outre, les hommes qui avaient travaillé de longues heures en 1994-1995 continuaient généralement de le faire en 1996-1997 (66 %). Par contre, la situation est différente pour

Tableau 3

Évolution du nombre d'heures de travail de 1994-1995 à 1996-1997 chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes	Femmes
	%	
Heures normales[†] en 1994-1995		
Maintien d'heures normales en 1996-1997	64 [‡]	69 [‡]
Passage à de longues heures en 1996-1997	21 [§]	8
Réduction des heures en 1996-1997	15	23 ^{††}
Longues heures^{‡‡} en 1994-1995		
Maintien de longues heures en 1996-1997	66 [‡]	48
Réduction des heures en 1996-1997	34	52

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

Nota : Fondé sur 2 164 hommes et 1 643 femmes du panel longitudinal pour lesquels on disposait de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997; 17 hommes et 6 femmes ont été exclus, à cause de données non disponibles sur le nombre d'heures de travail en 1996-1997

† De 35 à 40 heures par semaine

‡ Significativement plus élevé que pour les autres postes de la catégorie

§ Significativement plus élevé que pour la catégorie des heures réduites

†† Significativement plus élevé que pour la catégorie du passage à de longues heures

‡‡ Au moins 41 heures par semaine

Mesures de l'état de santé

Pour déterminer si une personne a vécu un épisode dépressif majeur (EDM), le questionnaire de l'ENSP comprend, conformément à la méthode proposée par Kessler et coll.³⁸, 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-3R)*³⁹. 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 vécu un épisode dépressif majeur au cours des 12 derniers mois. On a classé dans la catégorie des personnes ayant vécu un nouvel EDM celles qui ont vécu un épisode de ce genre durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1996-1997, mais non durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995.

Le document intitulé *Niveau de poids associé à la santé : lignes directrices canadiennes* s'appuie sur l'indice de masse corporelle (IMC) pour préciser une fourchette acceptable de poids compatible avec un bon état de santé ainsi que les conditions de surcharge ou d'insuffisance pondérale⁴⁰. On calcule l'IMC en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. On a défini quatre catégories de poids en se fondant sur l'IMC, à savoir :

- poids insuffisant (IMC inférieur à 20);
- poids normal (IMC de 20,0 à 24,9);
- léger surpoids (IMC de 25 à 27);
- poids excessif (IMC supérieur à 27).

Ces lignes directrices s'appliquent à toute personne de 20 à 64 ans, sauf les femmes enceintes. Conformément à ces lignes directrices, aux fins de la présente analyse, on a considéré les personnes dont l'IMC était égal ou supérieur à 25 en 1994-1995 comme ayant un *poids excessif*.

L'échelle de l'IMC doit être considérée comme un « continuum » où le risque de présenter des problèmes de santé augmente à mesure que l'on s'éloigne de la « fourchette généralement acceptable ». Les variations rapides aussi bien dans une catégorie d'IMC que par passage d'une catégorie à l'autre sont d'importants indicateurs de problèmes éventuels⁴⁰. Pour repérer les personnes ayant subi une *prise de poids nuisible à la santé*, on a calculé, séparément pour les hommes et pour les femmes, l'augmentation moyenne de poids en pourcentage entre les deux années de référence pour les personnes dont l'IMC était égal ou supérieur à

20 en 1994-1995. Pour les hommes, l'augmentation moyenne est de 0,7 %, avec un écart-type de 5,7 %. Pour les femmes, l'augmentation moyenne est de 1,2 %, avec un écart-type de 7,6 %. Puis, on a classé dans la catégorie des personnes dont la prise de poids est nuisible à la santé celles dont l'augmentation de poids en pourcentage entre les deux années de référence correspondait à plus d'un écart type au-dessus de la moyenne, c'est-à-dire plus de 6,4 % pour les hommes et plus de 8,8 % pour les femmes. Toutefois, on n'a pas classé les personnes qui présentaient une insuffisance pondérale en 1994-1995 dans la catégorie des personnes dont le gain de poids est nuisible à la santé, quel que soit le nombre de livres supplémentaires en 1996-1997.

Pour classer les fumeurs, on a demandé aux personnes qui ont participé à l'ENSP : « À l'heure actuelle, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais. ». Aux personnes qui ont dit fumer tous les jours, on a demandé combien de cigarettes elles fumaient par jour. On a considéré comme ayant *augmenté leur consommation quotidienne de cigarettes*, les personnes qui fumaient à l'occasion ou ne fumaient pas en 1994-1995, mais qui ont dit fumer tous les jours en 1996-1997, ou celles qui ont dit fumer tous les jours à chaque enquête et dont la consommation quotidienne de cigarettes a augmenté d'au moins trois cigarettes (un paquet par semaine) entre les deux enquêtes.

Pour déterminer la *consommation d'alcool*, on a demandé aux personnes interrogées d'indiquer le nombre de verres qu'elles buvaient chaque jour de la semaine avant l'enquête. Par définition, un verre correspond à une bouteille de bière ou à un verre de bière à la pression, un verre de vin ou deux verres de panaché, ou une boisson ou un cocktail contenant une once et demie de spiritueux. On a classé dans la catégorie des personnes dont la consommation d'alcool a augmenté celles dont le nombre de verres consommés par semaine était plus élevé lors de l'entrevue de 1996-1997 que de celle de 1994-1995.

Pour établir la *fréquence de l'activité physique*, on a déterminé combien de fois, durant les trois derniers mois, les personnes interrogées s'étaient adonnées à des activités physiques d'une durée de plus de 15 minutes durant les loisirs. Pour calculer la fréquence mensuelle, on a divisé par trois le nombre de périodes d'activité physique au cours des trois derniers mois. On a considéré comme ayant réduit leur activité physique les personnes qui ont déclaré un moins grand nombre de périodes d'exercice en 1996-1997 qu'en 1994-1995.

les femmes; celles qui avaient travaillé de longues heures en 1994-1995 étaient, en 1996-1997, tout aussi susceptibles d'avoir réduit leurs heures que de continuer à travailler autant. Qui plus est, la proportion d'hommes qui sont passés d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail est

Tableau 4
Certains indicateurs de la santé, hommes et femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes	Femmes
Nouvel épisode dépressif majeur, 1996-1997 (%)	3 [†]	5 [†]
Indice de masse corporelle, 1994-1995		
Léger surpoids (IMC de 25 à 27) (%)	25 [§]	13
Poids excessif (IMC supérieur à 27) (%)	36 [§]	23
Poids moyen en livres/kilos en 1994-1995	180,7/82,0 [§]	141,7/64,3
Poids moyen en livres/kilos en 1994-1995 pour les personnes présentant un surpoids (IMC égal ou supérieur à 25)	195,7/88,8 [§]	167,6/76,0
Prise de poids, de 1994-1995 à 1996-1997		
% avec prise de poids nuisible à la santé	0,9 [†]	1,6 [†]
Augmentation moyenne du poids en livres/kilos	1,2/0,5 ^{††}	2,0/0,9 [†]
Prise de poids nuisible à la santé		
% avec prise de poids nuisible à la santé	10	10
Augmentation moyenne du poids en livres/kilos	19,1/8,6	21,4/9,7
Consommation quotidienne de cigarettes, 1994-1995 (%)	28	25
Augmentation de la consommation quotidienne de cigarettes, de 1994-1995 à 1996-1997 (%)	9	7
Augmentation moyenne (nombre de cigarettes par jour)	10	8
Augmentation de la consommation hebdomadaire d'alcool, de 1994-1995 à 1996-1997 (%)	34 [§]	25
Augmentation moyenne (nombre de verres par semaine)	6	3
Diminution du nombre de périodes d'activité physique durant les loisirs, de 1994-1995 à 1996-1997 (%)	43	41
Diminution moyenne (nombre de périodes par mois)	16 [§]	14

Source des données : Cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé
Nota : Fondé sur les hommes et les femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on possédait de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997. N'inclut pas la catégorie « données non disponibles ».

† Significativement plus élevé que pour les hommes ($p = 0,05$)

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

§ Significativement plus élevé que pour les femmes ($p = 0,05$)

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

presque trois fois plus forte que la proportion correspondante de femmes (21 % contre 8 %).

La dépression

Des études antérieures indiquent qu'il existe un lien entre le milieu de travail et plusieurs problèmes de santé mentale¹⁷⁻²³. Cependant, elles portent principalement sur les tensions et contraintes au travail et n'accordent que peu d'attention au nombre d'heures de travail.

Parmi les personnes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, 5 % de femmes et 3 % d'hommes ont vécu un « nouvel » épisode dépressif majeur au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 1996-1997 (tableau 4) (voir *Mesures de l'état de santé*). La cote exprimant le risque d'avoir vécu un épisode dépressif majeur est 2,2 fois plus élevée pour les femmes qui ont travaillé de longues heures en 1994-1995 que pour celles dont l'horaire de travail était normal (tableau B en annexe). Chez l'homme, aucun lien n'a été observé entre la dépression et les longues heures de travail. Cependant, comme en témoignent de nombreuses autres études, un lien existe entre les fortes tensions et contraintes au travail et la dépression chez les membres des deux sexes¹⁷⁻²³.

Le poids

L'indice de masse corporelle (IMC) est une mesure du poids en fonction de la taille. Un IMC supérieur à 27 est associé à une fréquence plus forte d'hypertension, de maladie coronarienne et de diabète⁴⁰⁻⁴². D'aucuns considèrent l'intervalle de 25 à 27 comme une zone d'avertissement indicatrice de problèmes de santé éventuels chez certaines personnes.

Le groupe de travailleurs visé par la présente analyse comptait, en 1994-1995, une beaucoup plus forte proportion d'hommes que de femmes obèses (IMC supérieur à 27), à savoir 36 % contre 23 % (tableau 4). Pareillement, la proportion d'hommes présentant un léger surpoids (IMC compris entre 25 et 27) était presque deux fois plus forte que la proportion de femmes dans la même situation : 25 % contre 13 %. Les hommes présentant un poids excessif (IMC égal ou supérieur à 25) pesaient, en

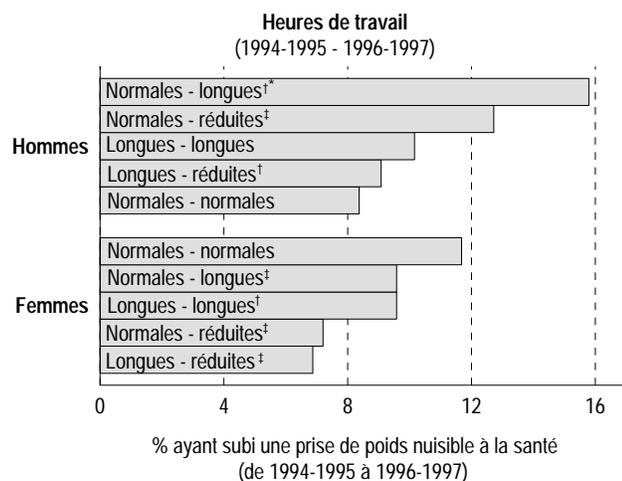
moyenne, 196 livres (89 kilos) et les femmes, 168 livres (76 kilos).

Si l'on tient compte de l'effet de facteurs tels que l'âge, le niveau de scolarité, l'usage du tabac, la profession, le travail par postes et le stress au travail, la cote exprimant le risque de faire de l'embonpoint est plus élevée (1,4) pour les hommes qui ont travaillé de longues heures en 1994-1995 que pour les autres (données non présentées). En revanche, aucun lien de ce genre n'existe chez les femmes.

De 1994-1995 à 1996-1997, la prise moyenne de poids observée chez le groupe de travailleurs visé par l'analyse a été minimale : environ 1 livre (0,45 kilo) pour les hommes et 2 livres (0,91 kilo) pour les femmes. Néanmoins, environ 10 % d'hommes et de femmes ont pris du poids dans des proportions nuisibles à la santé. Les hommes ont pris, en moyenne, 19 livres (8,6 kilos) et les femmes, 21 livres (9,7 kilos).

Graphique 1

Pourcentage d'hommes et de femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995 et qui ont subi une prise de poids nuisible à la santé, selon les heures de travail de 1994-1995 à 1996-1997, Canada, territoires non compris



Source des données : Cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé
Nota : Chez les hommes comme chez les femmes, un test unilatéral a été fait pour déterminer si les résultats étaient plus élevés à l'égard des personnes dont les heures de travail étaient normales-longues par rapport à celles dont les heures étaient normales-normales. Les tests de signification n'ont pas été faits dans le cas des autres heures de travail.

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

[‡] Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %

* Significativement plus élevé que pour la catégorie normales-normales; test unilatéral, $p = 0,05$

Chez les hommes, le passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail est lié à une prise de poids nuisible (graphique 1). De surcroît, même en tenant compte de l'effet de facteurs tels que l'âge, le niveau de scolarité, l'usage du tabac, la profession, le travail par postes et le stress au travail, la cote exprimant le risque d'une prise de poids nuisible à la santé est plus de deux fois plus élevée (2,2) pour les hommes qui sont passés d'un horaire normal à de longues heures de travail que pour ceux dont l'horaire de travail est resté normal (tableau C en annexe). Chez les femmes, aucun lien significatif n'a été observé entre une prise de poids nuisible pour la santé et la variation des heures de travail, mais un tel lien existe avec les tensions et contraintes au travail. Les femmes qui ont éprouvé de fortes tensions et contraintes au travail en 1994-1995 avaient une cote exprimant le risque d'avoir pris du poids de façon néfaste pour la santé en 1996-1997 plus élevée (1,8) que les autres.

L'usage du tabac

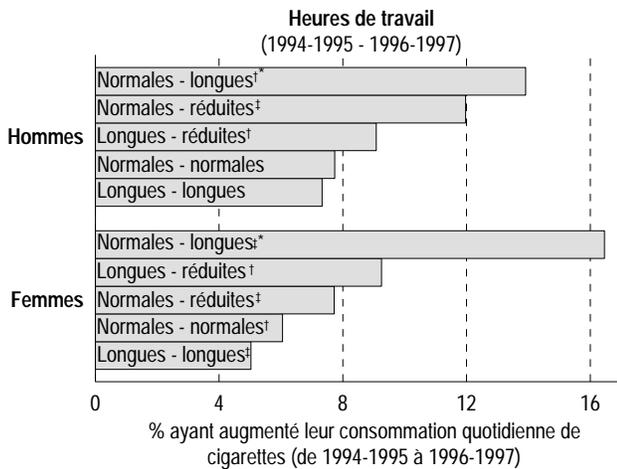
En 1994-1995, 28 % de travailleurs et 25 % de travailleuses visés par la présente analyse fumaient quotidiennement (tableau 4). Toutefois, il n'existait à ce moment-là aucun lien entre le nombre d'heures de travail et la propension à fumer quotidiennement (données non présentées). En outre, contrairement à d'autres études selon lesquelles la tension au travail serait liée à l'usage du tabac^{28,29}, la présente analyse ne révèle à cet égard aucun lien significatif ni chez l'homme, ni chez la femme.

De 1994-1995 à 1996-1997, 9 % de travailleurs et 7 % de travailleuses ont augmenté leur consommation quotidienne de cigarettes; autrement dit, ils ont commencé à fumer tous les jours (après avoir été des non-fumeurs ou avoir fumé de façon occasionnelle) ou ont commencé à fumer au moins trois cigarettes de plus par jour (tableau 4). Les hommes qui sont devenus de plus gros fumeurs fumaient, en moyenne, 10 cigarettes supplémentaires par jour; chez les femmes, l'augmentation quotidienne moyenne est de 8 cigarettes.

Tant chez l'homme que chez la femme, le passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail est lié à un usage accru du tabac

(graphique 2). Toutefois, comme dans le cas de la prise de poids, des facteurs comme l'âge et le niveau de scolarité peuvent influencer sur le comportement à l'égard du tabac. Par conséquent, pour saisir le lien entre l'usage du tabac et la modification du nombre d'heures de travail, la présente analyse tient compte non seulement de l'effet de ces facteurs, mais aussi de l'effet d'autres caractéristiques de l'emploi, comme la profession, le travail par postes et le stress au travail. La cote exprimant le risque d'une augmentation de la consommation quotidienne de cigarettes est plus de deux fois plus élevée pour les hommes qui sont passés d'un horaire normal à de longues heures de travail que pour ceux qui ont continué à travailler un nombre normal d'heures; dans le cas des femmes, la cote correspondante est plus de quatre fois plus élevée (tableau D en annexe).

Graphique 2
Pourcentage d'hommes et de femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995 et ont dit avoir augmenté leur consommation quotidienne de cigarettes, selon les heures de travail entre 1994-1995 et 1996-1997, Canada, territoires non compris



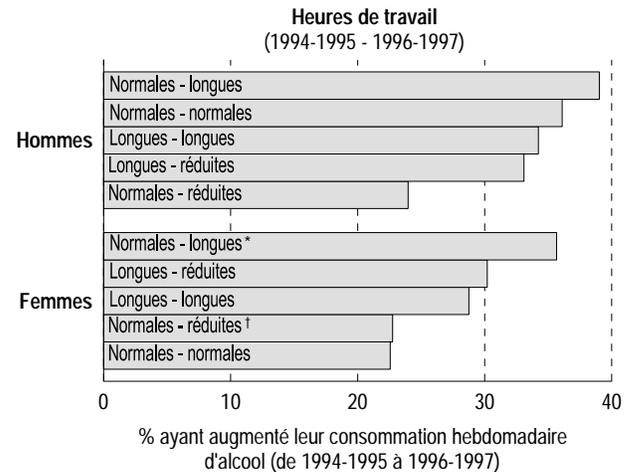
Source des données : Cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé
Nota : Chez les hommes comme chez les femmes, un test unilatéral a été fait pour déterminer si les résultats étaient plus élevés à l'égard des personnes dont les heures de travail étaient normales-longues par rapport à celles dont les heures étaient normales-normales. Les tests de signification n'ont pas été faits dans le cas des autres heures de travail.
 † Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %
 ‡ Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %
 * Significativement plus élevé que pour la catégorie normales-normales; test unilatéral, p = 0,05

La consommation d'alcool

De 1994-1995 à 1996-1997, 34 % de travailleurs et 25 % de travailleuses visés par l'analyse ont augmenté leur consommation hebdomadaire d'alcool (tableau 4). Les hommes qui ont commencé à boire plus d'alcool buvaient, en moyenne, six verres supplémentaires par semaine, tandis que les femmes en buvaient, en moyenne, trois de plus.

Chez les femmes, l'augmentation de la consommation d'alcool est liée à la modification du nombre d'heures de travail (graphique 3). La cote exprimant le risque de consommer plus d'alcool est plus élevée pour celles qui sont passées d'un nombre normal d'heures de travail à un nombre plus élevé que pour celles qui ont continué de travailler un nombre normal d'heures (tableau E en annexe). La cote exprimant le risque de boire davantage est également plus élevée pour les femmes qui travaillaient de longues heures en 1994-1995, mais ont réduit ce nombre par la suite.

Graphique 3
Pourcentage d'hommes et de femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995 et qui ont augmenté leur consommation hebdomadaire d'alcool, selon les heures de travail entre 1994-1995 et 1996-1997, Canada, territoires non compris



Source des données : Cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé
Nota : Chez les hommes comme chez les femmes, un test unilatéral a été fait pour déterminer si les résultats étaient plus élevés à l'égard des personnes dont les heures de travail étaient normales-longues par rapport à celles dont les heures étaient normales-normales. Les tests de signification n'ont pas été faits dans le cas des autres heures de travail.
 † Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %
 * Significativement plus élevé que pour la catégorie normales-normales; test unilatéral, p = 0,05

Chez l'homme, aucun lien n'existe entre l'augmentation du nombre hebdomadaire d'heures de travail et la consommation d'une plus grande quantité d'alcool. Cependant, la cote exprimant le risque de boire davantage est nettement plus faible pour ceux qui travaillaient un nombre d'heures normal en 1994-1995, mais un nombre réduit d'heures en 1996-1997.

Cette réduction du nombre d'heures de travail pourrait témoigner de l'existence de problèmes de santé. La cote exprimant le risque de boire davantage est également significativement faible chez les hommes qui travaillent par postes.

L'activité physique

En 1994-1995, les travailleurs visés par la présente analyse faisaient de l'exercice, en moyenne, 19 fois par mois, et les travailleuses, 17 fois par mois. Ni chez l'homme ni chez la femme on ne constate un écart significatif entre le nombre moyen de périodes d'exercice enregistré pour les personnes dont l'horaire de travail est normal et celles qui travaillent de longues heures (données non présentées).

De 1994-1995 à 1996-1997, 43 % d'hommes et 41 % de femmes ont réduit la fréquence de leurs périodes d'exercice. Toutefois, les personnes qui ont réduit leur activité physique faisaient en général nettement plus d'exercice que les autres au départ : les hommes dans cette situation faisaient de l'exercice, en moyenne, 29 fois par mois en 1994-1995 et les femmes, 27 fois (données non présentées). En 1996-1997 ces hommes et ces femmes avaient réduit le nombre de leurs périodes d'exercice, ce dernier s'établissant dorénavant à 13 par mois, en moyenne.

Cependant, la variation du nombre d'heures de travail n'est pas reliée à la diminution de l'activité physique (graphique 4). La cote exprimant le risque que les personnes qui sont passées d'un nombre normal d'heures de travail à un nombre plus élevé déclarent un nombre plus faible de périodes d'exercice ne diffère pas significativement de celle calculée pour les personnes qui ont continué de travailler un nombre normal d'heures (tableau F en annexe). Donc, des quatre conséquences hypothétiques des longues heures de travail sur le

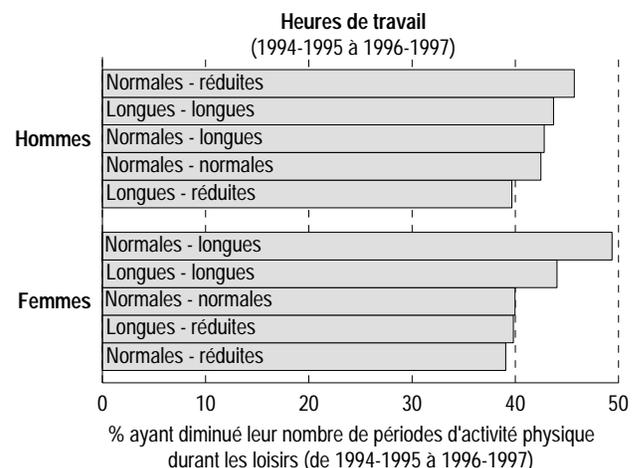
mode de vie intégrées au modèle du *Karoshi* et étudiées ici, la réduction de l'activité physique est la seule que ne corroborent pas les données de l'ENSP.

Ces résultats sont curieux, puisqu'une augmentation du temps consacré au travail devrait, en principe, réduire le temps disponible pour l'exercice. En outre, l'absence de lien entre le nombre d'heures de travail et l'activité physique qu'indiquent les données de l'ENSP va à l'encontre de l'étude britannique mentionnée plus haut³⁴. Cependant, les auteurs de cette étude ont ventilé de façon plus poussée le nombre d'heures de travail et décelé ainsi un lien entre des « heures excessivement longues » (au moins 60 heures par semaine) et un niveau plus faible d'activité physique. Qui plus est, les chercheurs britanniques ne font état d'aucun lien entre la modification du nombre d'heures de travail et le temps consacré à l'activité physique.

Pour approfondir la question, une ventilation plus fine des données de l'ENSP sur le nombre d'heures

Graphique 4

Pourcentage d'hommes et de femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995 et qui ont réduit le nombre de leur périodes d'activité physique durant les loisirs, selon les heures de travail entre 1994-1995 et 1996-1997, Canada, territoires non compris



Source de données : Cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé
Nota : Chez les hommes comme chez les femmes, un test unilatéral a été fait pour déterminer si les résultats étaient plus élevés à l'égard des personnes dont les heures de travail étaient normales-longues par rapport à celles dont les heures étaient normales-normales. Les tests de signification n'ont pas été faits dans le cas des autres heures de travail.

de travail a été considérée, c'est-à-dire heures normales (de 35 à 40 heures par semaine), heures modérément longues (de 41 à 59 heures) et heures excessivement longues (60 heures et plus). Une diminution modeste du niveau d'activité physique a ainsi été observée chez les femmes qui sont passées de la catégorie des heures normales aux heures modérément longues et chez les hommes qui sont passés de la catégorie des heures modérément longues aux heures excessivement longues. Dans tous les autres cas, une augmentation modeste du niveau d'activité physique a été observée (données non présentées). La répétition de l'analyse après élimination des personnes qui ne faisaient pas d'exercice en 1994-1995 produit des résultats comparables.

L'incapacité de déceler un lien significatif entre l'augmentation du nombre d'heures de travail et la diminution du niveau d'activité physique pourrait signifier que certaines personnes recourent à l'exercice pour combattre le stress éventuellement associé aux longues heures de travail. Cependant, la saisonnalité pourrait être un facteur confusionnel. En effet, le nombre d'heures consacrées à l'exercice varie au cours de l'année et a tendance à culminer en été. Or, le niveau d'activité physique des personnes qui ont participé à l'ENSP n'a été déterminé qu'une fois lors de chaque cycle d'enquête, mais les personnes qui sont passées d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail ou d'un nombre modérément élevé d'heures de travail à au moins 60 heures par semaine étaient plus susceptibles que les autres d'être interviewées durant l'été.

Mot de la fin

Du début du siècle jusqu'aux années 60, le nombre d'heures de travail a diminué au Canada, si bien que certains économistes prévoient une semaine de travail de 32 heures⁴³. Ces prévisions ne se sont toutefois pas concrétisées. En fait, les proportions d'hommes et de femmes qui font de longues heures ne cessent d'augmenter depuis le début des années 80³.

En 1994-1995, la moitié des hommes et plus du quart des femmes qui avaient un emploi à temps plein toute l'année y consacraient au moins 41 heures

par semaine. Chez les hommes ainsi que chez les femmes, un lien existe entre les longues heures de travail et le niveau de scolarité, les emplois de col blanc et, naturellement, le travail autonome, le travail par postes et le cumul d'emplois. En outre, les hommes de 25 à 44 ans et ceux qui ont de jeunes enfants au foyer ont aussi tendance à travailler de longues heures.

Assez peu de travaux de recherche ont été consacrés aux répercussions des longues heures de travail sur la santé et l'application au Canada du modèle japonais du *Karoshi* demeure encore incertaine. Cependant, selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population, le fait d'être passé d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail de 1994-1995 à 1996-1997 augmente le risque d'adopter certains comportements nuisibles pour la santé. La cote exprimant le risque de fumer plus de cigarettes est plus élevée pour les personnes dont l'horaire de travail a été modifié de la sorte que pour celles dont l'horaire est resté normal durant les deux périodes, et ce, aussi bien chez l'homme que chez la femme. En ce qui concerne les hommes, la cote exprimant le risque d'une prise de poids nuisible à la santé est plus élevée pour ceux qui ont vu augmenter leur nombre d'heures de travail que pour ceux dont le nombre d'heures est demeuré normal. Dans le cas des femmes, la cote exprimant le risque de boire davantage est plus élevée pour celles qui sont passées d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail que pour celles qui ont continué à travailler un nombre d'heures normal. En outre, la cote exprimant le risque de faire subséquemment une dépression est plus forte pour les femmes qui travaillaient de longues heures en 1994-1995 que pour celles dont le nombre d'heures de travail était normal.

Dans l'avenir, grâce aux données des cycles successifs de l'ENSP, il sera possible de suivre sur une plus longue période le lien entre le nombre d'heures de travail et l'évolution du mode de vie. Il sera aussi possible d'examiner le lien avec les problèmes de santé caractéristiques du stade final du modèle du *Karoshi*, dont l'hypertension et la maladie cardiovasculaire. ●

Références

1. R. Morissette et D. Sunter, « What is happening to weekly hours worked in Canada? » 1994, p. 65 (Statistique Canada, n° 11F0019MPE au catalogue).
2. D. Sunter et R. Morissette, « Les heures consacrées au travail », *L'emploi et le revenu en perspective*, 6(3), 1994, p. 10-16 (Statistique Canada, n° 75-001 au catalogue).
3. M. Sheridan, D. Sunter, B. Diverty *et al.*, « Évolution de la semaine de travail : tendances dans les heures de travail hebdomadaires », *L'observateur économique canadien*, septembre 1996, p. 3.1-3.21 (Statistique Canada, n° 11-010-XPB au catalogue).
4. J.M. Harrington, « *Working long hours and health* », (British Medical Journal Supplement) Birmingham, England, Institute of Occupational Health, 1994, p. 1581-1582.
5. T. Uehata, « Long working hours and occupational stress-related cardiovascular attacks among middle-aged workers in Japan », *Journal of Human Ergology*, 20, 1991, p. 147-153.
6. K. Nishiyama et J.V. Johnson, « Karoshi - Death from overwork: Occupational health consequences of Japanese production management », *International Journal of Health Services*, 27(4), 1997, p. 625-641.
7. 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).
8. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
9. Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, *Composante des ménages, Guide de l'utilisateur, fichiers de microdonnées à grande diffusion* (Statistique Canada, n° 82-M0009GPF au catalogue), Ottawa, 1998.
10. M.J. Davidson et C.L. Cooper, « A model of occupational stress », *Journal of Occupational Medicine*, 23(8), 1981, p. 564-74.
11. R.A. Karasek et T. Theorell, *Healthy work: Stress, productivity and the reconstruction of working life*, 1990, New York, Basic Books.
12. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
13. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
14. J.A. Frederick, *Au fil des heures ... L'emploi du temps des Canadiens* (Statistique Canada, n° 89-544 au catalogue) Ottawa, Statistique Canada, 1995.
15. A. Spurgeon, J.M. Harrington, C.L. Cooper *et al.*, « Health and safety problems associated with long working hours: a review of the current position », *Occupational and Environmental Medicine*, 54, 1997, p. 367-375.
16. World Health Organization Expert Committee, *Identification and control of work-related disease*, (WHO Technical Report No. 714), Geneva, World Health Organization, 1985.
17. R. Bourbonnais, C. Brisson, J. Moisan *et al.*, « Job strain and psychological distress in white-collar workers », *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, 22(2), 1996, p. 139-145.
18. S. Braun et R.B. Hollander, « Work and depression among women in the Federal Republic of Germany », *Women and Health*, 14(2), 1988, p. 3-26.
19. R.A. Karasek, « Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implications for job redesign », *Administrative Science Quarterly*, 29, 1979, p. 285-308.
20. P.A. Landsbergis, « Occupational Stress among health care workers: A test of the job demands-control model », *Journal of Organizational Behaviour*, 9, 1988, p. 217-39.
21. D.J. Lerner, S. Levine, S. Malspeis *et al.*, « Job strain and health-related quality of life in a national sample », *American Journal of Public Health*, 84(10), 1994, p. 1580-1585.
22. R.B. Williams, J.C. Barefoot, J.A. Blumenthal *et al.*, « Psychosocial correlates of job strain in a sample of working women », *Archives of General Psychiatry*, 54, 1997, p. 543-548.
23. S.A. Stansfeld, R. Fuhrer, J. Head *et al.*, « Work and psychiatric disorder in the Whitehall II study », *Journal of Psychosomatic Research*, 43(1), 1997, p. 73-81.
24. K.C. Light, R. Turner, A.L. Hinderliter *et al.*, « Job strain and ambulatory work blood pressure in healthy young men and women », *Hypertension*, 20, 1992, p. 214-218.
25. H. Bosma, M.G. Marmot, H. Hemingway *et al.*, « Low job control and risk of coronary heart disease in Whitehall II (prospective cohort) study », *British Medical Journal*, 314, 1997, p. 558-565.
26. R. Karasek, D. Baker, F. Marxer *et al.*, « Job decision latitude, job demands, and cardiovascular disease: a prospective study of Swedish men », *American Journal of Public Health*, 71(7), 1981, p. 694-705.
27. K. Wilkins et M.P. Beudet, « Le stress au travail et la santé », *Rapports sur la santé*, 10(3), 1998, p. 49-66 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
28. W.L. Hellerstedt et R.W. Jeffery, « The association of job strain and health behaviours in men and women », *International Journal of Epidemiology*, 26(3), 1997, p. 575-583.
29. K.L. Green et J.V. Johnson, « The effects of psychosocial work organization on patterns of cigarette smoking among male chemical plant employees », *American Journal of Public Health*, 80(11), 1990, p. 1368-1371.
30. R. Karasek, B. Gardell, J. Lindell *et al.*, « Work and non-work correlates of illness and behaviour in male and female Swedish white collar workers », *Journal of Occupational Behaviour*, 8, 1987, p. 187-207.
31. K. Nakamura, S. Shimai, S. Kikuchi *et al.*, « Increases in body mass index and waist circumference as outcomes of working overtime », *Occupational Medicine*, 48(3), 1998, p. 169-173.

32. S. Maruyama et K. Morimoto, « Effects of long workhours on life-style, stress and quality of life among intermediate Japanese managers », *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, 22(5), 1996, p. 353-359.
33. R. Sease et J. Scales, *Work now - pay later? The impact of long hours on health and family life*, (Technical Paper No. 17), Institute for Social and Economic Research, Colchester, England, 1998.
34. P. Benimadhu, *Hours of work: Trends and attitudes in Canada*, A Conference Board of Canada Report from the Compensation Research Centre, Report 18-87. Ottawa, 1987.
35. S. Sokejima et S. Kagamimori, « Working hours as a risk factor for acute myocardial infarction in Japan: a case control study », *British Medical Journal*, 317, 1998, p. 775-780.
36. T. Hayashi, Y. Kobayashi, K. Yamaoka *et al.*, « Effect of overtime work on 24-hour ambulatory blood pressure », *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 38(10), 1996, p. 1007-1011.
37. K. Iwasaki, T. Sasaki, T. Oka *et al.*, « Effect of working hours on biological functions related to cardiovascular system among salesmen in a machinery manufacturing company », *Industrial Health*, 36, 1998, p. 361-367.
38. 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*, 519(1), 1994, p. 8-19.
39. American Psychiatric Association, *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*, 3^e édition révisée, Washington, D.C., American Psychiatric Association, 1987.
40. Santé et bien-être social Canada, *Niveaux de poids associés à la santé : Lignes directrices canadiennes* (n° H39-134/1988F au catalogue) Ottawa, Approvisionnement et Services Canada, 1988.
41. B.A. Reeder, A. Angel, M. Ledoux *et al.*, « Obesity and its relation to cardiovascular disease risk factors in Canadian adults », *Canadian Medical Association Journal*, 146(11), 1992, p. 2009-2019.
42. J. Gilmour, « L'indice de masse corporelle et la santé », *Rapports sur la santé*, 11(1), 1999, p. 33-47 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
43. S.M.A. Hameed, « Four day, 32 hour work week: Analysis and prospects », dans *Three or Four Work Day Work Week*, p. 5-30, publié sous la direction de S.M.A. Hameed et G.S. Paul, Faculty of Business Administration, The University of Alberta, Edmonton, 1974.

Annexe

Tableau A
Membres du panel longitudinal âgés de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, selon le sexe, Canada, territoires non compris

	Hommes	Femmes
Total	2 181	1 649
Profession		
Col blanc	728	723
Travail de bureau/ventes/services	412	714
Col bleu	954	133
Données non disponibles	87	79
Travail autonome		
Oui	392	147
Non	1 789	1 502
Travail par postes		
Oui	508	248
Non	1 673	1 401
Cumul d'emplois		
Oui	139	98
Non	2 042	1 551
Fortes tensions et contraintes au travail		
Oui	365	485
Non	1 696	1 070
Données non disponibles	120	94
Forte menace de perdre son emploi		
Oui	594	466
Non	1 467	1 089
Données non disponibles	120	94
Faible soutien de la part des surveillants		
Oui	357	258
Non	1 704	1 297
Données non disponibles	120	94
Âge		
25 à 34 ans	754	622
35 à 44 ans	799	619
45 à 54 ans	628	408
Niveau de scolarité		
Diplôme d'études secondaires ou moins	735	426
Certaines études postsecondaires	521	446
Diplôme d'études postsecondaires	921	775
Données non disponibles	4	2
État matrimonial		
Marié(e)	1 574	1 056
Jamais marié(e)	391	302
Marié(e) antérieurement	216	290
Données non disponibles	--	1
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage		
Oui	775	557
Non	1 406	1 092
Revenu du ménage		
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	590	487
Moyen-supérieur	1 039	794
Supérieur	458	324
Données non disponibles	94	44

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

Nota : Comprend uniquement les membres du panel longitudinal pour lesquels on possède des renseignements non recueillis par procuration en 1994-1995 et en 1996-1997.

-- Néant

Tableau B

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à la probabilité d'un épisode dépressif majeur en 1996-1997 chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Longues heures de travail [†]	0,6	0,3- 1,3	2,2*	1,1- 4,4
Col blanc [‡]	0,5	0,2- 1,4	1,6	0,8- 3,1
Travail autonome [†]	--	...	0,2	0,0- 3,2
Travail par postes [†]	0,7	0,3- 1,6	2,3	0,9- 6,0
Cumul d'emplois [†]	--	...	--	...
Stress au travail				
Fortes contraintes et tensions [†]	3,3*	1,3- 8,5	2,1*	1,1- 4,0
Forte menace de perdre son emploi [†]	1,6	0,7- 4,1	1,0	0,5- 1,9
Faible soutien de la part des surveillants [‡]	0,6	0,0- 26,5	1,4	0,7- 2,9
Âge				
25 à 34 ans [‡]	1,0	...	1,0	...
35 à 44 ans	1,0	0,3- 2,7	0,8	0,4- 1,6
45 à 54 ans	0,9	0,2- 3,1	0,9	0,3- 2,5
Marié(e)[†]	0,8	0,2- 2,6	0,9	0,4- 2,1
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage[‡]	2,6	0,8- 8,0	1,4	0,6- 3,3
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins [‡]	1,0	...	1,0	...
Certaines études postsecondaires	0,5	0,1- 1,7	0,3*	0,1- 0,8
Diplôme d'études postsecondaires	0,5	0,2- 1,2	0,5	0,3- 1,0
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,2*	0,0- 0,7	1,8	0,6- 5,3
Moyen-supérieur	0,3*	0,1- 0,9	1,7	0,7- 4,3
Supérieur [‡]	1,0	...	1,0	...

Source des données : Cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé
Nota : Fondé sur 2 151 hommes et 1 632 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on dispose de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997; 46 hommes et 75 femmes ont été classés dans la catégorie des personnes ayant vécu un épisode dépressif majeur durant l'année de référence 1996-1997. On a inclus au modèle une catégorie « données non disponibles » pour les variables de profession, de revenu et de stress au travail afin de maximiser la taille de l'échantillon; cependant, on ne présente pas les rapports de cotes pour ces catégories. Sauf indication contraire, toutes les caractéristiques sont celles observées en 1994-1995.

† La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour les longues heures de travail est la catégorie des heures normales de travail.

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

-- L'échantillon contenait un nombre très faible de personnes ayant vécu un épisode dépressif majeur pour certaines variables des modèles, à savoir le travail autonome chez les hommes (4), le cumul d'emplois chez les hommes (4) et le cumul d'emploi chez les femmes (5). Comme les faibles dénombrements rendaient les modèles de régression instables, ces variables ont été supprimées des modèles. Les conclusions de l'analyse demeurent sensiblement les mêmes, que ces variables soient ou non incluses dans les modèles.

* $p \leq 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

Tableau C

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à une prise de poids nuisible à la santé entre 1994-1995 et 1996-1997 chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Heures de travail (1994-1995 à 1996-1997)				
Normales - normales [†]	1,0	...	1,0	...
Normales - longues	2,2*	1,2- 4,0	0,8	0,3- 2,2
Normales - réduites	1,5	0,7- 3,4	0,6	0,2- 1,3
Longues - longues	1,3	0,8- 2,1	0,9	0,4- 1,9
Longues - réduites	1,2	0,6- 2,1	0,5	0,2- 1,1
Profession				
Col blanc [‡]	0,7	0,4- 1,0	0,7	0,4- 1,2
Travail autonome [†]	1,0	0,6- 1,7	0,8	0,3- 2,1
Travail par postes [†]	1,3	0,8- 1,9	1,6	0,9- 3,1
Cumul d'emplois [†]	1,0	0,5- 1,9	1,7	0,6- 4,7
Stress au travail				
Fortes tensions et contraintes au travail [†]	1,0	0,6- 1,7	1,8*	1,0- 3,2
Forte menace de perdre son emploi [†]	1,3	0,8- 1,9	0,9	0,5- 1,5
Faible soutien de la part des surveillants [‡]	0,9	0,6- 1,5	1,1	0,6- 2,3
Âge				
25 à 34 ans [‡]	1,0	...	1,0	...
35 à 44 ans	1,1	0,8- 1,7	0,9	0,5- 1,6
45 à 54 ans	0,8	0,5- 1,2	0,6	0,3- 1,3
Marié(e)[†]	0,6	0,4- 1,0	0,9	0,5- 1,5
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage[‡]	0,8	0,5- 1,2	0,9	0,5- 1,7
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins [‡]	1,0	...	1,0	...
Certaines études postsecondaires	0,8	0,5- 1,3	0,7	0,3- 1,3
Diplôme d'études postsecondaires	1,0	0,6- 1,5	0,9	0,4- 1,8
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,8	0,4- 1,5	2,0	0,8- 4,6
Moyen-supérieur	1,0	0,6- 1,6	1,2	0,6- 2,6
Supérieur [‡]	1,0	...	1,0	...
Fume tous les jours (1996-1997)[‡]	0,7	0,4- 1,1	0,6	0,3- 1,2

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

Notes : Fondé sur 2 134 hommes et 1 512 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on dispose de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997; 228 hommes et 144 femmes ont été classés dans la catégorie des personnes ayant subi une prise de poids nuisible à la santé entre les années de référence. On a créé une catégorie « données non disponibles » pour les variables de profession, de revenu et de stress au travail afin de maximiser la taille de l'échantillon; cependant, le rapport de cotes n'est pas présenté pour ces catégories. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,0 sont significatifs. Sauf indication contraire, toutes les caractéristiques sont celles observées en 1994-1995.

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

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour le travail autonome est le travail rémunéré.

* $p \leq 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

Tableau D

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à une augmentation de la consommation quotidienne de cigarettes entre 1994-1995 et 1996-1997 chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Heures de travail (1994-1995 - 1996-1997)				
Longues - longues	1,1	0,6- 2,0	1,0	0,3- 2,9
Normales - longues	2,2*	1,1- 4,5	4,1*	1,4- 11,6
Longues - réduites	1,2	0,6- 2,3	1,7	0,8- 4,0
Normales - réduites	1,7	0,7- 4,2	1,3	0,6- 2,8
Normales - normales†	1,0	...	1,0	...
Profession				
Col blanc†	0,6	0,3- 1,0	0,4*	0,2- 0,8
Travail autonome‡	0,5*	0,3- 0,9	0,9	0,3- 2,4
Travail par postes‡	1,0	0,6- 1,9	1,3	0,5- 3,1
Cumul d'emplois‡	1,5	0,6- 3,9	1,2	0,4- 3,8
Stress au travail				
Fortes tensions et contraintes au travail‡	1,0	0,6- 1,7	0,9	0,5- 1,6
Forte menace de perdre son emploi‡	0,7	0,4- 1,1	1,4	0,8- 2,3
Faible soutien de la part des surveillants‡	0,9	0,5- 1,6	1,3	0,7- 2,7
Âge				
25 à 34 ans†	1,0	...	1,0	...
35 à 44 ans	0,7	0,4- 1,2	0,9	0,5- 1,8
45 à 54 ans	0,6	0,3- 1,1	0,9	0,4- 2,1
Marié(e)‡	0,9	0,5- 1,6	0,5*	0,3- 0,9
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage‡				
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins†	1,0	...	1,0	...
Certaines études postsecondaires	1,0	0,6- 1,7	0,5	0,3- 1,1
Diplôme d'études postsecondaires	0,5*	0,3- 0,9	0,4*	0,2- 0,7
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,9	0,5- 1,7	0,6	0,2- 1,4
Moyen-supérieur	0,9	0,5- 1,6	0,7	0,3- 1,6
Supérieur†	1,0	...	1,0	...

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

Nota : Fondé sur 2 156 hommes et 1 637 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on dispose de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997; 189 hommes et 118 femmes ont augmenté leur consommation quotidienne de cigarettes entre les années de référence. On a créé une catégorie « données non disponibles » pour les variables de profession, de revenu et de stress au travail afin de maximiser la taille de l'échantillon; cependant, le rapport de cotes n'est pas présenté par ces catégories. Sauf indication contraire, toutes les caractéristiques sont celles observées en 1994-1995.

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

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour le travail autonome est le travail rémunéré.

* $p \leq 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

Tableau E

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à une augmentation de la consommation hebdomadaire d'alcool entre 1994-1995 et 1996-1997 chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Heures de travail (1994-1995 - 1996-1997)				
Longues - longues	0,9	0,6-1,3	1,5	0,9-2,5
Normales - longues	1,1	0,7-1,7	2,0*	1,1-3,4
Longues - réduites	0,8	0,6-1,3	1,6*	1,0-2,6
Normales - réduites	0,5*	0,3-0,9	1,0	0,6-1,5
Normales - normales†	1,0	...	1,0	...
Profession				
Col blanc†	0,9	0,7-1,2	1,0	0,7-1,4
Travail autonome‡	1,1	0,8-1,5	0,9	0,5-1,7
Travail par postes‡	0,7*	0,5-1,0	0,9	0,6-1,5
Cumul d'emplois‡	1,0	0,6-1,9	0,6	0,3-1,3
Stress au travail				
Fortes tensions et contraintes au travail‡	1,1	0,8-1,6	1,0	0,7-1,4
Forte menace de perdre son emploi‡	0,9	0,7-1,2	1,1	0,7-1,5
Faible soutien de la part des surveillants‡	1,1	0,8-1,6	1,1	0,7-1,7
Âge				
25 à 34 ans†	1,0	...	1,0	...
35 à 44 ans	1,0	0,7-1,3	0,7	0,5-1,0
45 à 54 ans	0,7	0,5-1,0	0,9	0,6-1,4
Marié(e)‡	0,9	0,7-1,3	1,1	0,8-1,5
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage‡				
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins†	1,0	...	1,0	...
Certaines études postsecondaires	0,8	0,6-1,1	1,0	0,7-1,6
Diplôme d'études postsecondaires	0,8	0,6-1,0	1,2	0,7-1,9
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,8	0,5-1,2	1,2	0,7-2,1
Moyen-supérieur	0,9	0,7-1,3	1,2	0,8-1,9
Supérieur†	1,0	...	1,0	...

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

Nota : Fondé sur 2 120 hommes et 1 626 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on dispose de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997; 696 hommes et 408 femmes ont augmenté leur consommation hebdomadaire d'alcool entre les années de référence. On a créé une catégorie « données non disponibles » pour les variables de profession, de revenu et de stress au travail afin de maximiser la taille de l'échantillon; cependant, le rapport de cotes n'est pas présenté pour ces catégories. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure et (ou) supérieure est égale à 1,0 sont significatifs. Sauf indication contraire, toutes les caractéristiques sont celles observées en 1994-1995.

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

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour le travail autonome est le travail rémunéré.

* $p \leq 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

Tableau F

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à une diminution de l'activité physique entre 1994-1995 et 1996-1997 chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Heures de travail (1994-1995 - 1996-1997)				
Longues - longues	1,1	0,8-1,4	1,1	0,7-1,7
Normales - longues	1,0	0,7-1,6	1,4	0,8-2,3
Longues - réduites	0,9	0,7-1,3	0,9	0,6-1,4
Normales - réduites	1,2	0,7-1,9	1,0	0,6-1,5
Normales - normales†	1,0	---	1,0	---
Profession				
Col blanc‡	0,9	0,7-1,2	1,0	0,7-1,4
Travail autonome‡	1,1	0,8-1,5	1,1	0,7-1,9
Travail par postes‡	1,0	0,7-1,2	0,9	0,6-1,4
Cumul d'emplois‡	0,9	0,6-1,5	1,0	0,5-1,8
Stress au travail				
Fortes tensions et contraintes au travail‡	1,0	0,7-1,4	0,8	0,6-1,2
Forte menace de perdre son emploi‡	1,1	0,8-1,4	0,9	0,7-1,2
Faible soutien de la part des surveillants‡	0,9	0,7-1,3	1,0	0,7-1,5
Âge				
25 à 34 ans†	1,0	---	1,0	---
35 à 44 ans	0,9	0,7-1,2	0,9	0,7-1,3
45 à 54 ans	1,1	0,8-1,4	0,8	0,6-1,2
Marié(e)‡				
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage‡	1,1	0,8-1,4	1,0	0,7-1,3
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins†	1,0	---	1,0	---
Certaines études postsecondaires	1,0	0,7-1,3	1,1	0,8-1,7
Diplôme d'études postsecondaires	1,0	0,8-1,4	1,1	0,8-1,6
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,8	0,6-1,2	1,0	0,6-1,5
Moyen-supérieur	1,2	0,9-1,6	0,7	0,5-1,0
Supérieur†	1,0	---	1,0	---

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

Nota : Fondé sur 2 153 hommes et 1 635 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on dispose de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997; 952 hommes et 655 femmes ont réduit leur activité physique entre les années de référence. On a créé une catégorie « données non disponibles » pour les variables de profession, de revenu et de stress au travail afin de maximiser la taille de l'échantillon; cependant, le rapport de cotes n'est pas présenté pour ces catégories. Sauf indication contraire, toutes les caractéristiques sont celles observées en 1994-1995.

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

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour le travail autonome est le travail rémunéré.

... N'ayant pas lieu de figurer

L' hormonothérapie substitutive et l' incidence de l' arthrite

Kathryn Wilkins

Résumé

Objectifs

Le présent article fournit une estimation de l'incidence de l'arthrite chez les femmes de 38 ans et plus entre 1994-1995 et 1996-1997. Il décrit aussi le lien entre l'hormonothérapie substitutive et les nouveaux diagnostics d'arthrite qui étaient déclarés en 1996-1997.

Source des données

Les données proviennent de la composante des ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada. Les résultats se fondent sur un échantillon de 2 673 femmes qui avaient déclaré ne pas souffrir d'arthrite en 1994-1995. Après pondération, cet échantillon est représentatif de 4,3 millions de femmes.

Techniques d'analyse

Des fréquences pondérées bidimensionnelles ont d'abord servi à estimer l'incidence sur deux ans de l'arthrite. Ensuite, la régression logistique multidimensionnelle a permis d'examiner les liens entre l'arthrite et l'hormonothérapie substitutive, ainsi que plusieurs covariables.

Principaux résultats

Dans l'intervalle de deux ans entre 1994-1995 et 1996-1997, un premier diagnostic d'arthrite a été posé chez environ 8 % de femmes (338 600) de 38 ans et plus. La cote exprimant le risque de commencer à faire de l'arthrite était deux fois plus élevée pour les femmes qui suivaient une hormonothérapie substitutive depuis au moins cinq ans que pour celles qui n'en suivaient pas. Le résultat ne change pas même si l'on tient compte de l'effet de facteurs confusionnels éventuels que sont l'âge, le nombre de visites chez le médecin et l'indice de masse corporelle.

Mots clés

Oestrogénotherapie substitutive, incidence, études longitudinales, enquêtes sur la santé.

Auteur

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

L'arthrite est souvent source importante de douleur, d'incapacité prolongée, de limitation de l'activité et de consommation de médicaments¹⁻³.

Son étiologie demeure encore mal comprise. Cependant, l'arthrose, la forme la plus courante de la maladie, se développe plus fréquemment chez la femme que chez l'homme, à partir de la quarantaine⁴, et les femmes qui ont subi une ovariectomie courent un plus grand risque que les autres d'en souffrir⁵.

L'influence éventuelle des hormones sur l'évolution de l'arthrose a bien sûr fait l'objet de nombreuses études, mais les résultats de ces travaux sont contradictoires⁵⁻¹⁴. De récentes études se sont toutefois penchées sur le rôle que pourrait jouer l'hormonothérapie substitutive dans la prévention de l'arthrose. Curieusement, certaines études destinées à vérifier l'hypothèse de l'effet « protecteur » de l'hormonothérapie substitutive ont montré un tel effet, mais les liens observés n'étaient pas statistiquement significatifs^{5,7,8,14}. La prévalence de l'arthrose serait, selon d'autres études, nettement moins forte chez les femmes qui suivent une hormonothérapie substitutive que chez les autres, mais le plan de sondage transversal de ces travaux

limite l'interprétation des résultats^{9,10} Enfin, selon une autre étude encore, le lien entre l'hormonothérapie substitutive et l'arthrose disparaît une fois que l'on tient compte des effets confusionnels de l'obésité et de l'utilisation des services de santé¹¹.

Selon une école opposée, si l'hormonothérapie substitutive prévient la perte osseuse et qu'on associe une forte masse osseuse à un risque plus grand

d'arthrose chez la femme âgée, l'hormonothérapie substitutive pourrait, en fait, *augmenter* le risque. Selon une étude cas-témoin menée aux États-Unis, les femmes atteintes d'arthrose sont nettement plus susceptibles de suivre une hormonothérapie substitutive que celles qui ne souffrent pas de cette maladie¹⁸, et si elles en sont atteintes, une étude transversale a révélé que les lésions articulaires sont plus graves selon qu'elles suivent ou non le

Source des données

L'article repose sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'enquête recueille tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada^{15,16}. Elle couvre les membres des ménages et les personnes placées en établissement de santé de l'ensemble des provinces et territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP 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.

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

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, habituellement, la personne qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général au moment du deuxième cycle (1996-1997).

L'échantillon de 1994-1995 de la composante des ménages couvrant les 10 provinces comptait 27 263 ménages, dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. À l'issue d'un tri de sélection pour s'assurer du caractère représentatif de l'échantillon, 20 725 ménages faisaient encore partie du champ d'observation¹⁷. 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 seuls des renseignements généraux ont été recueillis. 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 en 1996-1997. Les autres membres de l'échantillon de 1994-1995 représentent des unités d'échantillonnage additionnelles parrainées 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, c'est-à-dire des renseignements généraux et des renseignements détaillés sur leur santé, aux deux cycles de l'enquête.

L'analyse du lien entre l'hormonothérapie substitutive et le diagnostic subséquent de l'arthrite se fonde sur les données longitudinales de la composante des ménages recueillies lors des premier (1994-1995) et deuxième (1996-1997) cycles de l'ENSP dans les 10 provinces. Les données ont été pondérées pour tenir compte du plan de sondage, des corrections pour la non-réponse et de la stratification a posteriori. Les données analysées sont celles fournies par les femmes qui, en 1994-1995, ne souffraient pas d'arthrite ni de rhumatisme et faisaient partie du groupe des 38 ans et plus, et pour lesquelles on a recueilli des renseignements complets au cours des deux entrevues, soit un échantillon de 2 673 femmes. Cet échantillon a été pondéré de façon à ce qu'il soit représentatif de 4,3 millions de femmes (voir le tableau en annexe).

Techniques d'analyse

Un croisement des données du fichier longitudinal a d'abord permis d'estimer l'incidence de l'arthrite. Par la suite, la régression logistique multiple a servi à modéliser la relation entre l'hormonothérapie substitutive et l'autodéclaration du diagnostic de l'arthrite ou du rhumatisme par un médecin chez les femmes qui avaient 38 ans et plus en 1994-1995. La limite d'âge inférieure a été fixée à 38 ans parce que les femmes de cet âge-là au moment du premier cycle auraient atteint en 1996-1997 la période périménopausique, généralement définie comme débutant à l'âge de 40 ans¹⁹. Pour tenir compte des effets du plan de sondage, on a estimé les écarts-types et les coefficients de variation par la méthode *bootstrap*^{20,21}.

Les effets de l'hormonothérapie substitutive sont analysés en fonction de la durée du traitement avant l'entrevue du deuxième cycle. (Comme les renseignements sur la durée de l'hormonothérapie substitutive ont été recueillis en 1996-1997, mais non en 1994-1995, seules les données sur l'hormonothérapie substitutive provenant de l'entrevue du deuxième cycle ont été retenues.) On a inclus dans le modèle de régression une variable correspondant à l'hormonothérapie substitutive d'une durée de cinq ans et plus. La catégorie de référence pour cette variable est le fait de ne pas suivre le traitement.

L'analyse tient compte de facteurs qui, selon des études antérieures, sont liés à l'évolution ou au diagnostic de l'arthrite, ainsi

que d'autres considérés comme étant une conséquence de cette maladie. La plupart des variables du modèle de régression logistique multiple de l'apparition de l'arthrite se fondent sur des données recueillies en 1994-1995. Ces variables incluent l'âge, les antécédents d'usage du tabac, le niveau d'activité physique, l'autodéclaration de l'état de santé et l'indice de masse corporelle. On a intégré au modèle une variable tenant compte de la fréquence des visites chez le médecin d'après des données recueillies en 1996-1997. La fréquence des visites a été définie comme étant le nombre déclaré de visites chez un médecin de famille ou un généraliste au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue du deuxième cycle. Cette variable correspond à deux catégories, soit de 0 à 2 visites et 3 visites et plus.

Un membre du ménage qui n'était pas nécessairement la personne sélectionnée pour faire partie du panel longitudinal pouvait fournir des renseignements sur les problèmes de santé chroniques, y compris l'arthrite et le rhumatisme. Pour tenir compte des effets possibles de la source de renseignements sur la déclaration du diagnostic de l'arthrite, on a inclus dans le modèle de régression multiple une variable pour la déclaration par procuration (afin de préciser si, lors de l'un ou l'autre cycle, les données ont été déclarées par la personne auxquelles elles se rapportent ou par un autre membre du ménage), mais les résultats ne sont pas présentés.

traitement¹². De surcroît, une étude longitudinale auprès d'un échantillon représentatif de la population réalisée récemment aux États-Unis a révélé un lien positif entre l'hormonothérapie substitutive et l'apparition de l'arthrite⁶. Le plan de sondage prospectif de cette étude, conjugué à l'observation d'une augmentation progressive du risque d'apparition de l'arthrite à mesure que se prolonge l'hormonothérapie substitutive, renforce la plausibilité des résultats. Néanmoins, les indications d'un lien positif entre l'hormonothérapie substitutive et l'arthrose demeurent limitées.

Dans l'ensemble, les observations sur le lien entre l'hormonothérapie substitutive et l'arthrite ne concordent pas et il n'existe vraiment aucun consensus quant au rôle bénéfique, néfaste ou immatériel de ce traitement dans l'évolution de la maladie chronique fort souvent débilitante qu'est

l'arthrite. Les données longitudinales provenant des deux premiers cycles (1994-1995 et 1996-1997) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) donnent une occasion assez rare d'étudier la relation entre l'hormonothérapie substitutive et l'apparition de l'arthrite (voir *Source des données, Techniques d'analyse, Limites, et Définitions*). En outre, puisque l'ENSP fournit des renseignements sur divers aspects de l'état de santé et du comportement, ainsi que sur certaines caractéristiques sociodémographiques, on peut tenir compte dans l'analyse de facteurs dont on connaît l'effet confusionnel.

Le présent article tente d'apporter des éclaircissements sur le lien entre l'hormonothérapie substitutive et l'apparition subséquente de l'arthrite, en s'appuyant sur des données représentatives de la population à domicile de femmes de 38 ans et plus

Limites

Comme on demande simplement aux personnes qui participent à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) d'indiquer si elles souffrent « d'arthrite ou de rhumatisme », il est impossible de distinguer les diverses formes d'arthrite. Puisque l'arthrose est nettement plus prévalante que tout autre état arthritique (voir *Arthrite et rhumatisme*), les variables incluses dans l'analyse ont été sélectionnées en fonction de leur lien déclaré avec l'arthrose³. Cependant, le lien observé serait affaibli si certaines variables n'étaient pas reliées de la même façon à l'arthrose qu'à d'autres états déclarés sous la bannière « arthrite ou rhumatisme ». Ainsi, si l'hormonothérapie substitutive était associée négativement à la polyarthrite rhumatoïde, mais positivement à l'arthrose, le regroupement de toutes les femmes qui déclarent avoir reçu un diagnostic « d'arthrite ou de rhumatisme » affaiblirait le lien positif qui existe entre la prise d'hormones de substitution et l'arthrose.

L'« apparition de l'arthrite » correspond dans la présente analyse à l'autodéclaration d'un diagnostic médical d'arthrite ou de rhumatisme par des femmes qui auparavant avaient déclaré ne pas avoir fait l'objet d'un tel diagnostic. L'autodéclaration compte parmi les limites de cette définition, car elle peut influencer aussi bien le nombre d'occasions de poser le diagnostic que le stade auquel ce dernier est posé. Par conséquent, l'« apparition » de l'arthrite ne correspond pas pour toutes les femmes à l'éclosion réelle, cliniquement décelable, de la maladie ou à la manifestation des symptômes.

L'analyse ne porte ici que sur les données relatives à l'usage de l'hormonothérapie substitutive recueillies au deuxième cycle de l'enquête. Ainsi, les femmes qui auraient suivi ce traitement à tout moment, pendant n'importe quelle période, avant le mois qui a précédé l'entrevue du deuxième cycle, puis l'auraient abandonné, ne seraient pas comptées au nombre des femmes qui suivent l'hormonothérapie substitutive. Cette restriction pourrait entraîner la classification erronée de certaines femmes en ce qui concerne l'exposition à l'hormonothérapie substitutive (par exemple, 17 % [82 655] de femmes qui suivaient une hormonothérapie substitutive au moment du premier cycle ont déclaré ne plus la suivre au deuxième cycle — données non présentées), donc affaiblir le lien observé entre l'hormonothérapie substitutive et l'apparition de l'arthrite ou du rhumatisme.

L'obtention de données sur l'utilisation et sur la durée de l'hormonothérapie substitutive, ainsi que sur l'apparition de l'arthrite, au cours de la même entrevue pourraient entacher ces données d'un biais de remémorisation. Autrement dit, une proportion plus forte de femmes qui ont déclaré avoir commencé à souffrir d'arthrite que de femmes qui ont dit ne pas en faire pourraient avoir indiqué qu'elles suivaient un traitement hormono-substitutif ou que ce traitement avait commencé avant le diagnostic de la maladie.

Toutefois, comme on n'a pas encore beaucoup parlé du lien possible entre l'arthrite et l'hormonothérapie substitutive et que l'ENSP est une enquête complète, conçue pour recueillir des données sur une grande diversité de déterminants de la santé, il est peu probable que les résultats soient entachés de ce genre de biais.

Comme aucune donnée sur l'état menstruel n'est recueillie dans le cadre de l'ENSP, l'analyse se concentre sur les femmes appartenant au groupe d'âge auquel commence à se manifester les transformations physiologiques associées à la ménopause naturelle¹⁸. Cependant, l'exclusion des femmes plus jeunes, ménopausées à la suite d'une intervention chirurgicale, et l'inclusion inévitable de femmes qui ne sont pas encore complètement ménopausées dans le groupe de celles qui le sont entravent dans une certaine mesure les comparaisons avec d'autres études ne portant que sur des femmes ménopausées.

En fait, en vertu de leur âge, la plupart des femmes visées par la présente analyse étaient soit en période de périménopause soit ménopausées. Cependant, l'inclusion probable de certaines femmes qui n'étaient même pas encore en période de périménopause et qui couraient donc un faible risque de souffrir d'arthrite affaiblit vraisemblablement le lien observé entre l'hormonothérapie substitutive et cette maladie.

L'indice de masse corporelle (IMC) fondé sur les valeurs autodéclarées de la taille et du poids est une variable de la présente analyse, mais l'utilisation de cet indice pour les personnes de plus de 65 ans n'est pas conseillée universellement. Compte tenu de la tendance des gens à surestimer leur taille, particulièrement lorsqu'ils vieillissent, les données de l'ENSP pourraient produire une sous-estimation de la prévalence de l'embonpoint ou de l'obésité²², ce qui affaiblirait le lien entre la valeur élevée de l'IMC et le risque de faire de l'arthrite.

L'analyse ne porte que sur les données de la composante des ménages de l'ENSP. Par conséquent, nul ne peut généraliser les résultats à l'ensemble de la population des femmes (7 % de femmes de 65 ans et plus sont placées en établissement de soins de longue durée)²³.

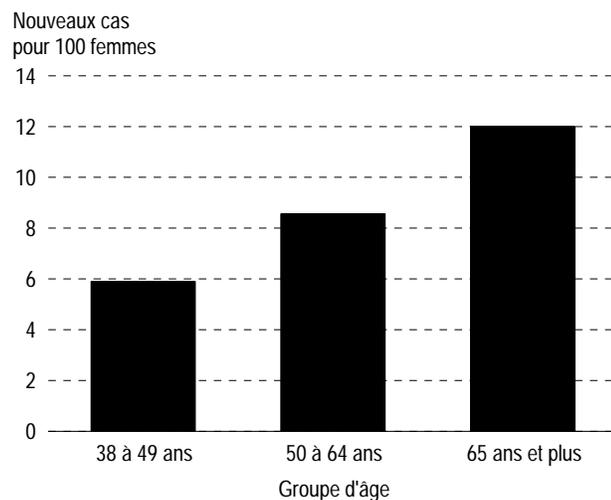
Enfin, les données de l'ENSP étant fournies par la personne proprement dite ou par procuration, on ne peut évaluer leur validité. Afin de réduire au minimum les erreurs de déclaration relatives aux problèmes de santé chroniques (y compris l'arthrite ou le rhumatisme), les personnes qui ont participé à l'enquête ont été invitées à ne déclarer que les problèmes de santé qui avaient été « diagnostiqués par un professionnel de la santé ». La comparaison des données autodéclarées sur les symptômes locomoteurs tirés de la *US National Health and Nutrition Examination Survey I* aux renseignements médicaux a produit un haut niveau de concordance²⁴.

au Canada. Le nombre considérable de Canadiennes qui prennent des hormones de remplacement témoigne de l'importance de la question. À cet égard, les données transversales de l'ENSP montrent que presque un million de femmes de 40 ans et plus (15 %) suivaient une hormonothérapie substitutive en 1996-1997, ce qui représente une hausse par rapport aux quelque 800 000 (13 %) qui en faisaient de même en 1994-1995. En outre, plus du quart (28 %) des femmes de 50 à 64 ans recouraient à l'hormonothérapie substitutive en 1996-1997 (données non présentées).

L'arthrite s'est déclarée chez une femme sur douze

On estime qu'au moment de l'entrevue du deuxième cycle de l'ENSP, en 1996-1997, le diagnostic d'arthrite ou de rhumatisme avait été posé chez 8 % (338 600) de femmes de 38 ans et plus qui ne souffraient pas de la maladie au moment de l'entrevue du premier cycle de l'enquête en 1994-1995. L'incidence sur deux ans de l'arthrite augmente nettement avec l'âge; chez les femmes de 65 ans et plus, le taux de femmes atteintes était le double de ce qu'il était chez les femmes de 38 à 49

Graphique 1
Incidence sur deux ans de l'arthrite ou du rhumatisme, femmes âgées de 38 ans et plus en 1994-1995, selon le groupe d'âge, population à domicile, Canada, territoires non compris



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

ans (graphique 1). Comme le questionnaire de l'ENSP comporte simplement la question « Un spécialiste de la santé a-t-il diagnostiqué chez-vous de l'arthrite ou du rhumatisme? », il n'est pas possible de faire la distinction entre des troubles précis, comme la polyarthrite rhumatoïde et l'arthrose. Cependant, selon les études de prévalence, l'arthrose est de loin la forme la plus courante de la maladie⁴ (voir aussi *Arthrite et rhumatisme*).

L'incidence de l'arthrite varie considérablement selon les trois caractéristiques observées, à savoir l'âge, le nombre de visites chez le médecin et la durée

Tableau 1
Incidence sur deux ans de l'arthrite ou du rhumatisme, femmes âgées de 38 ans et plus en 1994-1995, selon certaines caractéristiques, population à domicile, Canada, territoires non compris

Caractéristiques	Nouveaux cas pour 100 femmes
Groupe d'âge en 1994-1995[†]	
38 à 49 ans	5,9
50 à 64 ans	8,6
65 ans et plus	12,0 [‡]
État de santé autodéclaré en 1994-1995	
Bon/très bon/excellent	7,7
Passable/mauvais	10,9 [§]
Nombre de visites chez le médecin au cours des 12 derniers mois, 1996-1997	
0 à 2	4,8
3 et plus	12,7 ^{††}
Usage du tabac en 1994-1995	
Occasionnellement/jamais	8,1
Quotidiennement	7,5 [§]
Niveau d'activité physique en 1994-1995	
Personne active ou modérément active	7,9
Personne inactive	7,8
Indice de masse corporelle en 1994-1995	
Deux tiers inférieurs (< 26,48)	7,1
Tiercile supérieur (≥ 26,48)	9,8
Années d'hormonothérapie substitutive en 1996-1997[†]	
Aucune	7,8
Moins de 5	4,9 ^{‡‡}
5 et plus	13,3 ^{§§}

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

[†] On a choisi 2,40 plutôt que 1,96 comme valeur critique pour tenir compte des comparaisons multiples.

[‡] Significativement plus élevé que le taux pour le groupe des 38 à 49 ans

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

^{††} Significativement plus élevé que le taux pour 0 à 2 visites chez le médecin ($p \leq 0,05$)

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

^{§§} Significativement plus élevé que le taux pour moins de 5 ans d'hormonothérapie substitutive

(en années) de l'hormonothérapie substitutive (tableau 1). Comme prévu, l'incidence sur deux ans est nettement plus forte chez les femmes de 65 ans et plus que chez celles de 38 à 49 ans. Fait peu étonnant aussi, un premier diagnostic d'arthrite est plus fréquent parmi les femmes qui consultent plus souvent un médecin. Ainsi, durant l'intervalle de deux ans observé, un premier diagnostic d'arthrite a été posé chez 13 femmes sur 100 qui avaient consulté un généraliste ou un médecin de famille au moins trois fois au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue du deuxième cycle. En revanche, le taux était de 5 femmes sur 100 chez celles qui ont dit ne pas avoir consulté le médecin ou l'avoir fait moins de trois fois.

L'incidence sur deux ans de l'arthrite est aussi nettement plus forte chez les femmes qui suivent une hormonothérapie substitutive de longue durée (cinq ans et plus), mais uniquement par rapport à celles qui ont suivi le traitement moins de cinq ans. En 1996-1997, 13 nouveaux cas d'arthrite parmi 100 femmes avaient été diagnostiqués chez celles qui suivaient un traitement de longue durée, comparativement à 8 cas parmi 100 femmes chez celles qui ne prenaient pas d'hormones de substitution. Toutefois, comme l'échantillon de femmes qui suivent une hormonothérapie substitutive depuis longtemps est petit, l'écart entre les deux taux n'est pas statistiquement significatif.

Définitions

Les personnes participant à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) devaient notamment répondre à la question suivante : « Un spécialiste de la santé a-t-il diagnostiqué chez ... certains des problèmes de santé de longue durée suivants? Les « problèmes de santé de longue durée » sont définis comme un état qui persiste depuis six mois et plus, ou qui devrait persister pendant six mois et plus. » La liste lue comportait la mention *arthrite ou rhumatisme*. À titre de contrôle de validation, on a demandé aux personnes qui, selon les déclarations recueillies, ne faisaient pas d'arthrite ou de rhumatisme au moment de l'entrevue du premier cycle, mais qui en faisaient au moment de celle du deuxième cycle, de donner la date du diagnostic. Les personnes qui ont donné une date antérieure à celle de l'entrevue du premier cycle se sont vu demander : « Donc, vous faisiez de l'arthrite ou du rhumatisme avant la dernière interview en [date de l'entrevue du premier cycle]? » Après l'élimination des 176 cas qui, selon la réponse à ces questions, étaient antérieurs à l'entrevue du premier cycle, le nombre de nouveaux cas d'arthrite ou de rhumatisme a été déterminé en totalisant le nombre de personnes qui ont déclaré au moment du premier cycle qu'elles ne souffraient pas de cette maladie, mais qui ont déclaré deux ans plus tard, au moment de l'entrevue du deuxième cycle, qu'elles en souffraient maintenant.

Trois *groupes d'âge* ont été définis : 38 à 49 ans, 50 à 64 ans et 65 ans et plus (âge en 1994-1995). Dans le modèle de régression logistique multiple, les groupes d'âge dont on a tenu compte sont 38 à 64 ans et 65 ans et plus.

Les données sur l'*état de santé autodéclaré* recueillies au premier cycle ont été classées en deux catégories, à savoir « bon/très bon/

excellent » ou « passable/mauvais ».

Les données sur le *nombre de visites chez le médecin au cours des 12 derniers mois* (1996-1997) ont également été classées en 2 catégories : « de 0 à 2 visites » et « 3 visites et plus ».

Les *catégories d'usage du tabac* en 1994-1995 ont été définies comme étant « pas tous les jours » et « tous les jours ».

Le *niveau d'activité physique*, qui se fonde sur un indice dérivé de l'activité physique, est classé en deux catégories, à savoir « personne active ou modérément active » ou « personne inactive ».

Les données sur l'*indice de masse corporelle (IMC)*, calculé en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres, ont été classées en deux catégories, à savoir les valeurs correspondant aux deux tiers inférieurs (IMC inférieur à 26,48) et celles correspondant au tiers supérieur (IMC égal ou supérieur à 26,48) enregistrées au moment du premier cycle.

La question suivante a permis de déterminer chez les participantes à l'ENSP l'usage d'une *hormonothérapie substitutive* en 1996-1997 : « Au cours du dernier mois, avez-vous pris des hormones pour le traitement de la ménopause ou des symptômes de vieillissement? » Aux femmes qui ont répondu « oui », on a alors demandé : « Quel type d'hormones prenez-vous? » (Le choix de réponse était œstrogène seulement, progestérone seulement, les deux, ni l'un ni l'autre) et « Quand avez-vous commencé cette hormonothérapie? » Trois catégories d'hormonothérapie ont été définies : aucune, moins de 5 ans et 5 ans et plus. Parmi les femmes qui ont dit en 1996-1997 qu'elles prenaient des hormones, 91 % ont précisé qu'elles prenaient de l'œstrogène, de la progestérone, ou les deux (données non présentées).

Existence d'un lien entre l'hormonothérapie substitutive de longue durée et l'arthrite

Il semble bien y avoir un lien entre l'âge, les visites chez le médecin et l'hormonothérapie substitutive de longue durée. Pourtant, même en tenant compte de l'effet de l'âge et d'autres facteurs confusionnels éventuels, la cote exprimant le risque de diagnostiquer de nouveaux cas d'arthrite est deux fois plus forte pour les femmes qui suivent une hormonothérapie substitutive de longue durée que pour celles qui ne suivent pas ce genre de traitement (tableau 2).

La présente analyse est centrée sur les femmes qui ont déclaré ne pas souffrir d'arthrite en 1994-1995. Par conséquent, les femmes qui, en

1996-1997, ont dit suivre une hormonothérapie substitutive depuis au moins cinq ans le faisaient depuis au moins trois ans au moment de la première entrevue en 1994-1995. On observe un lien entre l'hormonothérapie substitutive et l'arthrite chez ces femmes, mais non chez celles qui ont suivi le traitement pendant de brèves périodes, si l'on compare ces deux groupes aux femmes qui ne prenaient pas d'hormones au moment de l'entrevue de 1996-1997.

Tableau 2
Rapport corrigé de cotes exprimant le risque de l'apparition sur deux ans de l'arthrite ou du rhumatisme, femmes âgées de 38 ans et plus en 1994-1995, selon certaines caractéristiques, population à domicile, Canada, territoires non compris

Caractéristiques	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Groupe d'âge en 1994-1995		
38 à 64 ans [†]	1,0	...
65 ans et plus	1,6*	1,0 - 2,4
État de santé autodéclaré en 1994-1995		
Bon/très bon/excellent [†]	1,0	...
Passable/mauvais	1,0	0,5 - 1,8
Nombre de visites chez le médecin au cours des 12 derniers mois, 1996-1997		
0 à 2 [†]	1,0	...
3 et plus	2,8*	1,9 - 4,1
Usage du tabac en 1994-1995		
Occasionnellement/jamais [†]	1,0	...
Quotidiennement	1,0	0,6 - 1,6
Niveau d'activité physique en 1994-1995		
Personne active ou modérément active [†]	1,0	...
Personne inactive	1,0	0,7 - 1,4
Indice de masse corporelle en 1994-1995		
Deux tiers inférieurs [†] (IMC < 26,48)	1,0	...
Tierce supérieur (IMC ≥ 26,48)	1,3	0,9 - 1,9
Années d'hormonothérapie substitutive en 1996-1997		
Aucune [†]	1,0	...
Moins de 5	0,6	0,3 - 1,2
5 et plus	2,0*	1,0 - 3,8

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

Nota : Une variable tenant compte de la déclaration par procuration a également été incluse dans le modèle; le rapport de cotes n'est pas présenté. L'analyse repose sur un échantillon de 2 604 femmes; 69 ont été exclues de l'analyse en raison de données non disponibles. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance pour lesquels la borne inférieure est égale à 1,0 sont significatifs.

* $p \leq 0,05$

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

... N'ayant pas lieu de figurer

Arthrite et rhumatisme

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) si un professionnel de la santé avait diagnostiqué chez elles de l'arthrite ou du rhumatisme. Ces termes s'appliquent à divers états cliniques, mais les deux troubles arthritiques les plus courants sont l'arthrose et la polyarthrite rhumatoïde. D'après les données du premier cycle de l'ENSP, on estime que chez les hommes et les femmes de 55 ans et plus, la prévalence de l'arthrite ou du rhumatisme était de 35 % en 1994-1995². Selon les données d'enquêtes réalisées aux États-Unis, chez les personnes qui déclarent qu'un médecin a posé chez elles le diagnostic d'arthrite ou de rhumatisme, le ratio de la polyarthrite rhumatoïde à l'arthrose varie de 1/23²⁵ à 1/15²⁴.

On ne connaît précisément les causes ni de l'une ni de l'autre de ces maladies. L'arthrose est une maladie articulaire dégénérative caractérisée par la détérioration du cartilage articulaire, un grossissement de l'os aux limites de l'articulation et une modification de la membrane synoviale. Elle est accompagnée de douleurs et de raideurs, et se manifeste principalement chez les personnes âgées. Le plus souvent, elle touche la colonne lombaire, la hanche, la main et le genou.

La polyarthrite rhumatoïde est une maladie articulaire inflammatoire chronique qui atteint ordinairement plusieurs articulations. Elle peut toucher les tendons, les ligaments, l'aponévrose et le muscle et se propager dans l'os qui se déforme aux stades avancés. La polyarthrite rhumatoïde se déclare aussi bien chez l'enfant que chez l'adulte²⁶.

Le lien positif entre l'hormonothérapie substitutive et l'apparition subséquente de l'arthrite dont témoignent les données de l'ENSP concorde avec les résultats d'une autre étude longitudinale menée pendant une période beaucoup plus longue aux États-Unis⁶. Cette étude repose aussi sur des renseignements autodéclarés concernant le diagnostic de l'arthrite par un médecin, mais elle porte uniquement sur des femmes ménopausées. Selon cette étude, le risque d'apparition de la maladie augmente régulièrement à mesure que se prolonge l'hormonothérapie. L'étude révèle en outre un lien positif entre l'apparition de l'arthrite et la prise d'hormones, même si la durée du traitement est d'un an ou moins. L'analyse des données de l'ENSP n'a pas révélé cette observation, faute peut-être du manque de puissance statistique dû à la petitesse de l'échantillon. Pour 4 à 10 années de traitement, le risque relatif calculé d'après les données de l'étude américaine atteint 1,96, résultat remarquablement similaire au rapport de cotes exprimant un risque équivalant à 2,0 calculé d'après les données de l'ENSP pour les femmes qui ont suivi une hormonothérapie substitutive pendant cinq ans et plus.

Naturellement, les données de l'ENSP indiquent qu'il existe un lien significatif entre le vieillissement et la manifestation de l'arthrite. La cote exprimant le risque de souffrir de cette maladie est 1,6 fois plus élevée pour les femmes de 65 ans et plus que pour celles de 38 à 64 ans. Ce résultat correspond à la relation constatée depuis déjà longtemps entre l'augmentation du risque d'arthrite et le vieillissement.

La cote exprimant le risque de poser le diagnostic d'arthrite est presque trois fois plus élevée pour les femmes qui ont consulté un médecin de famille ou un généraliste au moins trois fois durant l'année qui a précédé l'entrevue du deuxième cycle que pour celles qui ont consulté un médecin moins souvent. Comme l'ont fait remarquer d'autres chercheurs, la fréquence de l'utilisation des services de santé pourrait être reliée à l'utilisation de l'hormonothérapie substitutive ainsi qu'au diagnostic de l'arthrite. Les femmes qui observent un traitement hormono-substitutif se font

généralement suivre par un médecin, ce qui multiplie sans doute les occasions de poser chez elles le diagnostic d'arthrite comparativement aux femmes qui ne suivent pas le traitement. Le fait de ne pas tenir compte de ce « biais de dépistage » pourrait avoir un effet confusionnel sur le lien entre l'hormonothérapie substitutive et l'arthrite^{6,11,27}. Néanmoins, la persistance d'un lien positif entre l'hormonothérapie substitutive prolongée et l'arthrite, même après avoir corrigé le modèle de régression logistique multiple pour tenir compte de l'effet du nombre de visites chez le médecin, appuie fortement l'hypothèse d'un lien indépendant.

L'analyse par régression logistique sans correction montre aussi un lien positif entre un indice de masse corporelle (IMC) élevé et l'apparition de l'arthrite. Cependant, la prise en compte des effets d'autres facteurs empêche l'atteinte du niveau de signification établi, soit $p < 0,05$ (tableau 2). Les données de la littérature sur le lien entre l'IMC et l'arthrose sont cohérentes et témoignent d'un lien positif prononcé entre un IMC élevé et la prévalence ou l'incidence de cette maladie^{7,28-37}. Remarquablement, toutes ces analyses sauf une se fondent sur des mesures réelles, plutôt que sur des valeurs autodéclarées de la taille et du poids. Lors de l'analyse des données de l'ENSP, la classification éventuellement erronée des personnes interrogées, particulièrement le classement dans une fourchette d'IMC plus faible que ne le justifieraient les mesures réelles de poids et de taille, pourrait affaiblir le lien entre la valeur élevée de l'IMC et l'arthrite.

Mot de la fin

Dans le contexte actuel de résultats de recherche contradictoires et de confusion concernant le lien entre l'hormonothérapie substitutive et l'arthrite, les résultats de la présente analyse donnent du poids aux nouvelles données selon lesquelles l'hormonothérapie substitutive prolongée augmenterait le risque d'arthrite chez les femmes d'âge moyen et chez les femmes âgées. L'étude de ce lien devrait se poursuivre dans le cadre d'essais cliniques aléatoires minutieusement contrôlés.

La forte prévalence de l'arthrite et ses effets parfois handicapants témoignent de l'importance de

déterminer quels sont les facteurs liés à l'évolution de cette maladie. À cet égard, prévenir ne fusse qu'une faible proportion de cas pourrait avoir des répercussions d'une portée considérable.

Ces dernières années, beaucoup d'auteurs ont vanté les avantages de l'hormonothérapie substitutive, et les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population montrent qu'un nombre considérable de Canadiennes y ont présentement recours. Les femmes qui, en nombre de plus en plus grand, doivent décider si elles suivront ou non une hormonothérapie substitutive ont le droit d'être renseignées aussi complètement que possible sur les risques tout autant que sur les bienfaits du traitement. ●

Références

1. W.J. Millar, « La douleur chronique », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 51-58 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. K. Wilkins et E. Park, « Problèmes de santé chroniques, incapacités physiques et dépendance à l'égard d'autrui chez les personnes âgées qui vivent dans la collectivité », *Rapports sur la santé*, 8(3), 1996, p. 7-17 (Statistique Canada, n° 82-003-XPB au catalogue).
3. E.M. Badley, « The effect of osteoarthritis on disability and health care use in Canada », *Journal of Rheumatology*, 22 (suppl. 43), 1995, p. 19-22.
4. J.L. Kelsey et M.C. Hochberg, « Epidemiology of chronic musculoskeletal disorders », *Annual Review of Public Health*, 9, 1988, p. 379-401.
5. E.M. Dennison, N.K. Arden, S. Kellingray *et al.*, « Hormone replacement therapy, other reproductive variables and symptomatic hip osteoarthritis in elderly white women: A case-control study », *British Journal of Rheumatology* 37(11), 1998, p. 1198-1202.
6. N.R. Sahyoun, K.M. Brett, M.C. Hochberg *et al.*, « Estrogen replacement therapy and incidence of self-reported physician-diagnosed arthritis », *Preventive Medicine*, 28(5), 1999, p. 458-464.
7. D.J. Hart, D.V. Doyle et T.D. Spector, « Incidence and risk factors for radiographic knee osteoarthritis in middle-aged women: The Chingford Study », *Arthritis and Rheumatism*, 42(1), 1999, p. 17-24.
8. Y. Zhang, T.E. McAlindon, M.T. Hannan *et al.*, « Estrogen replacement therapy and worsening of radiographic knee osteoarthritis: the Framingham Study », *Arthritis and Rheumatism*, 41(10), 1998, p. 1867-1873.
9. T.D. Spector, D. Nandra, D.J. Hart *et al.*, « Is hormone replacement therapy protective for hand and knee osteoarthritis in women? The Chingford Study », *Annals of Rheumatic Disease*, 56(7), 1997, p. 432-434.
10. M.C. Nevitt, S.R. Cummings, N.E. Lane *et al.*, « Association of estrogen replacement therapy with the risk of osteoarthritis of the hip in elderly white women. Study of Osteoporotic Fractures Research Group », *Archives of Internal Medicine*, 156(18), 1996, p. 2073-2080.
11. S.A. Oliveria, D.T. Felson, R.A. Klein *et al.*, « Estrogen replacement therapy and the development of osteoarthritis », *Epidemiology*, 7(4), 1996, p. 415-419.
12. M. Sowers, M. Hochberg, J.P. Crabbe *et al.*, « Association of bone mineral density and sex hormone levels with osteoarthritis of the hand and knee in premenopausal women », *American Journal of Epidemiology*, 143(1), 1996, p. 38-47.
13. A. Samanta, A. Jones, M. Regan *et al.*, « Is osteoarthritis in women affected by hormonal changes or smoking? » *British Journal of Rheumatology*, 32(5), 1993, p. 366-370.
14. M.T. Hannan, D.T. Felson, J.J. Anderson *et al.*, « Estrogen use and radiographic osteoarthritis of the knee in women. The Framingham Osteoarthritis Study », *Arthritis and Rheumatism*, 33(4), 1990, p. 525-532.
15. Statistique Canada, *Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers de microdonnées à grande diffusion 1996-1997, guide de l'utilisateur—composante ménages*, Ottawa, 1998, (Statistique Canada, n° 82-M0009GPF au catalogue).
16. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population—une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
17. 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).
18. T.L. Holbrook, D.L. Wingard et E. Barrett-Connor, « Self-reported arthritis among men and women in an adult community », *Journal of Community Health*, 15(3), 1990, p. 199-208.
19. L.M. Tierney Jr, S.J. McPhee et M.A. Papadakis MA (publié sous la direction de) *Current Medical Diagnosis and Treatment*, 38^e édition, 1999, Stamford, Connecticut: Appleton and Lange.
20. 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.
21. J.N.K. Rao, C.F. J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
22. Santé et Bien-être social Canada, *Niveaux de poids associés à la santé : Lignes directrices canadiennes* (n° H39-134/1988F au catalogue), Ottawa, Approvisionnement et Services Canada, 1988.
23. P. Tully et C. Mohl, « Résidents âgés des établissements de santé », *Rapports sur la santé*, 7(3), 1995, p. 27-30 (Statistique Canada, n° 83-002 au catalogue).

24. L.S. Cunningham et J.L. Kelsey, « Epidemiology of musculoskeletal impairments and associated disability », *American Journal of Public Health*, 74, 1984, p. 574-579.
25. M.P. LaPlante, *Data on Disability from the National Health Interview Survey 1983-1985: An InfoUse Report*. Washington, DC: US National Institute on Disability and Rehabilitation Research, 1988.
26. J.B. Wyngaarden et L.H. Smith Jr. (publié sous la direction de), *Cecil Textbook of Medicine*, 17^e édition, Philadelphia, W.B. Saunders Co., 1985.
27. D.T. Felson et M.C. Nevitt, « Editorial. Estrogen and osteoarthritis: How do we explain conflicting study results? » *Preventive Medicine*, 28, 1999, p. 445-448.
28. D.T. Felson, Y. Zhang, M.T. Hannan *et al.*, « Risk factors for incident radiographic knee osteoarthritis in the elderly: the Framingham Study », *Arthritis and Rheumatism*, 40(4), 1997, p. 728-733.
29. P. Manninen, H. Riihimäki, M. Heliovaara *et al.*, « Overweight, gender and knee osteoarthritis », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 20(6), 1996, p. 595-597.
30. N.R. Sahyoun, M.C. Hochberg, C.G. Helmick *et al.*, « Body mass index, weight change, and incidence of self-reported physician-diagnosed arthritis among women », *American Journal of Public Health*, 89, 1999, p. 391-394.
31. S.A. Oliveria, D.T. Felson, P.A. Cirilla *et al.*, « Body weight, body mass index, and incident symptomatic osteoarthritis of the hand, hip, and knee », *Epidemiology*, 10(2), 1999, p. 161-166.
32. C. Slemenda, D.K. Heilman, K.D. Brandt *et al.*, « Reduced quadriceps strength relative to body weight: A risk factor for knee osteoarthritis in women? », *Arthritis and Rheumatism*, 41(11), 1998, p. 1951-1959.
33. E. Vingård, L. Alfredsson et H. Malchau, « Lifestyle factors and hip arthrosis. A case referent study of body mass index, smoking and hormone therapy in 503 Swedish women », *Acta Orthopaedica Scandinavica*, 68(3), 1997, p. 216-220.
34. M.C. Hochberg, M. Lethbridge-Cejku, W.W. Scott Jr *et al.*, « The association of body weight, body fatness and body fat distribution with osteoarthritis of the knee: Data from the Baltimore Longitudinal Study of Aging », *The Journal of Rheumatology*, 22(3), 1995, p. 488-493.
35. D.T. Felson, Y. Zhang, J.M. Anthony *et al.*, « Weight loss reduces the risk for symptomatic knee osteoarthritis in women », *Annals of Internal Medicine*, 116(7), 1992, p. 535-539.
36. E. Bagge, A. Bjelle, S. Edén *et al.*, « Factors associated with radiographic osteoarthritis: Results from the population study of 70-year-old people in Göteborg », *The Journal of Rheumatology*, 18(8), 1991, p. 1218-1222.
37. A.J. Hartz, M.E. Fischer, G. Bril *et al.*, « The association of obesity with joint pain and osteoarthritis in the HANES data », *Journal of Chronic Diseases*, 39(4), 1986, p. 311-319.

Annexe

Tableau A

Répartition de certaines caractéristiques, femmes âgées de 38 ans et plus en 1994-1995, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 1996-1997

	Taille de l'échantillon	Population estimative ¹	
		en milliers	%
Total	2 673[‡]	4 257	100
Groupe d'âge en 1994-1995			
38 à 49 ans	1 196	2 063	49
50 à 64 ans	810	1 345	32
65 ans et plus	667	849	20
État de santé autodéclaré en 1994-1995			
Bon/très bon/excellent	2 390	3 853	91
Passable/mauvais	283	404	10
Nombre de visites chez le médecin au cours des 12 derniers mois, 1996-1997			
0 à 2	1 527	2 536	60
3 et plus	1 134	1 699	40
Usage du tabac en 1994-1995			
Occasionnellement/jamais	2 078	3 393	80
Quotidiennement	592	853	20
Niveau d'activité physique en 1994-1995			
Personne active ou modérément active	955	1 459	35
Personne inactive	1 669	2 692	65
Indice de masse corporelle en 1994-1995			
Deux tiers inférieurs (<26,48)	1 829	2 924	69
Tierce supérieur (≥ 26,48)	844	1 333	31
Années d'hormonothérapie substitutive en 1996-1997			
Aucune	2 280	3 608	85
Moins de 5	224	377	9
5 et plus	163	262	6

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

[†] Les données ayant été arrondies, la somme des pourcentages peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

[‡] Les données faisant défaut pour certaines variables, la somme des données peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

Les conducteurs âgés – un dossier de santé publique compliqué

Wayne J. Millar

Résumé

Objectifs

L'auteur présente les proportions estimatives de personnes âgées titulaires d'un permis de conduire et décrit les caractéristiques de l'état de santé de ces personnes. Il traite en outre de certains travaux de recherche portant sur les conducteurs âgés.

Sources des données

Les données proviennent du fichier de données transversales de l'Enquête nationale sur la santé de la population réalisée par Statistique Canada en 1996-1997. L'analyse porte sur les données recueillies auprès d'un échantillon de 13 363 personnes de 65 ans et plus pondéré de sorte qu'il soit représentatif de 3,4 millions de personnes. Les données supplémentaires sont tirées de l'Enquête sur le vieillissement et l'autonomie de 1991, également réalisée par Statistique Canada, et de Transports Canada.

Techniques d'analyse

Les pourcentages de personnes âgées titulaires d'un permis de conduire ont d'abord été calculés selon l'âge et le sexe. Ceux-ci ont ensuite été calculés selon l'existence de problèmes de santé chroniques, l'existence d'incapacités et la consommation de médicaments et ils ont été corrigés afin de tenir compte de la prévalence croissante de la maladie à mesure que l'âge augmente (taux comparatifs).

Principaux résultats

La proportion de personnes âgées titulaires d'un permis de conduire diminue parallèlement à l'avancement en âge. Un lien négatif très prononcé existe entre l'incapacité et la possession d'un permis de conduire. La proportion de titulaires d'un tel permis est, en outre, assez faible chez les personnes âgées qui souffrent d'une maladie cardiaque, d'arthrite, des séquelles d'un accident cérébrovasculaire ou de cataracte, ainsi que chez celles qui ont dit avoir pris certains médicaments le mois précédent l'entrevue.

Mots clés

Conduite automobile, accidents de circulation, vieillissement, examen du conducteur.

Auteur

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

Conduire est une tâche complexe qui exige l'intégration d'aptitudes visuelles, cognitives et motrices. L'âge avancé ne constitue pas, en soi, une contre-indication à la conduite d'un véhicule automobile. Cependant, comme la prévalence des problèmes de santé chroniques augmente à mesure qu'une personne avance en âge, prendre le volant peut être dangereux pour les personnes âgées¹. Selon des études antérieures, après correction des données pour tenir compte de l'exposition aux risques liés à la conduite automobile, le risque d'accident que courent les personnes âgées a tendance à être presque aussi élevé que celui auquel sont exposés les jeunes conducteurs, le groupe pour lequel le risque est le plus élevé²⁻⁸. D'autres études témoignent d'un taux d'accident plus élevé chez les conducteurs âgés, particulièrement ceux de plus de 75 ans, que chez les autres et d'un taux comparable à celui observé chez les très jeunes conducteurs (de 16 à 19 ans)^{9,10}.

Le risque éventuel que les conducteurs âgés courent et font courir aux autres est une question importante, car le profil démographique des conducteurs évoluera considérablement au cours des deux prochaines décennies¹¹. Cette situation, à son tour, pourrait modifier les courbes de risque que représente la conduite automobile.

En 1996-1997, le Canada comptait 3,4 millions, soit 12 %, de personnes âgées (personnes de 65 ans et plus). D'ici à l'an 2016, leur nombre atteindra 5,9 millions selon les prévisions, ce qui équivaudra

à 16 % de la population canadienne. Par conséquent, tant en chiffres absolus qu'en proportion, les personnes âgées représentent une part croissante de la population de conducteurs. Et nombre de ces

Méthodologie

Source des données

Les données sur la possession d'un permis de conduire et sur l'état de santé proviennent de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'Enquête permet de recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada^{12,13}. Elle couvre les membres des ménages et les personnes placées en établissement de santé 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.

La présente analyse porte sur les données transversales recueillies auprès de la population à domicile des 10 provinces lors du deuxième cycle de l'ENSP, réalisé en 1996-1997.

L'échantillon transversal de 1996-1997 comprend les membres du panel longitudinal, ainsi que les personnes sélectionnées par la méthode de composition aléatoire (CA) dans les échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage additionnelles) parrainés par trois provinces. Ces personnes ne sont incluses dans l'échantillon qu'aux fins de l'analyse transversale.

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

Dans chaque ménage formant la composante transversale supplémentaire, une personne bien informée s'est vu demander de fournir pour le Fichier général des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et la santé de chaque membre du ménage. En outre, une personne, non pas nécessairement celle ayant fourni les renseignements généraux, a été sélectionnée au hasard pour fournir des renseignements détaillés sur sa santé destinés au 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, habituellement, la personne ayant fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général au deuxième cycle (1996-1997).

En 1996-1997, les taux de réponse transversaux pour le Fichier santé étaient de 93,6 % pour la composante longitudinale et de 75,8 % pour la composante sélectionnée par CA, ce qui représente un taux global de réponse de 79,0 %.

Les données sur la possession d'un permis de conduire et sur les caractéristiques de l'état de santé des personnes titulaires d'un tel permis proviennent du Fichier santé transversal de 1996-1997. L'échantillon représentatif de la population de 12 ans et plus comptait 81 804 personnes. L'analyse se concentre sur les 13 363 personnes qui avaient 65 ans et plus, soit un échantillon représentatif d'environ 3,4 millions de personnes.

Des données supplémentaires sur les habitudes de conduite des Canadiens âgés ont été tirées de l'Enquête sur le vieillissement et l'autonomie de 1991 réalisée par Statistique Canada. Des données fournies par Transports Canada ont en outre servi à calculer les taux de mortalité liée aux accidents automobiles parmi la population titulaire d'un permis de conduire.

Techniques d'analyse

Les pourcentages de personnes âgées titulaires d'un permis de conduire ont d'abord été calculés selon l'âge et le sexe. Ceux-ci ont ensuite été calculés selon l'existence de problèmes de santé chroniques, l'existence d'incapacités et la consommation de médicaments et ils ont été corrigés en fonction de l'âge (taux comparatifs), afin de tenir compte de la prévalence croissante de la maladie à mesure que l'âge augmente.

Toutes les estimations sont pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population au moment de l'enquête. Le calcul direct des taux comparatifs a été fait en prenant pour référence les chiffres de population de 1996-1997 (hommes et femmes confondus). Étant donné la complexité du plan de sondage, on a recouru à la méthode *bootstrap* pour calculer les variances des estimations et pour comparer les écarts entre les pourcentages^{14,15}. Le niveau de signification statistique a été fixé à 0,05.

derniers continueront de compter sur un moyen de transport privé pour rester autonomes et continuer de mener une vie active¹⁶.

Le présent article décrit l'état de santé des personnes de 65 ans et plus qui ont dit être titulaires d'un permis de conduire valide. Il se fonde sur les résultats de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997, auxquels s'ajoutent des données tirées de l'Enquête sur le vieillissement et l'autonomie de 1991 de même que

d'autres renseignements fournis par Transports Canada (voir *Méthodologie et Définitions*). Les résultats sont finalement examinés dans le contexte d'autres études sur les conducteurs âgés.

La proportion de personnes titulaires d'un permis diminue quand l'âge augmente

En 1996-1997, environ 6 personnes de 65 ans et plus sur 10, soit un peu plus de 2 millions, détenaient un

Tableau 1

Population à domicile de 65 ans et plus, personnes titulaires d'un permis de conduire valide, selon certaines caractéristiques démographiques, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Population			Proportion de personnes titulaires d'un permis de conduire		
	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes
		en milliers			%	
Total	3 416	1 479	1 937	59	77[†]	45
Groupe d'âge[‡]						
65 à 69 ans	1 134	508	625	71	85	59
70 à 74 ans	962	422	541	63	81	49
75 à 79 ans	681	283	398	54	76	39
80 à 84 ans	379	166	212	41	61	25
85 ans et plus	261	100	161	23	49	8
Province						
Terre-Neuve	57	26	31	43 [§]	57	33
Île-du-Prince-Édouard	16	7	9	64 ^{††}	92	47
Nouvelle-Écosse	114	48	66	60	79	48
Nouveau-Brunswick	91	39	52	68 ^{††}	88	51
Québec	833	348	485	49 ^{‡‡}	77	29
Ontario	1 304	566	738	62	76	51
Manitoba	145	62	83	57	79	44
Saskatchewan	137	61	76	65	89	50
Alberta	257	115	142	62	74	52
Colombie-Britannique	461	207	255	62	78	51
Revenu du ménage						
Inférieur	656	204	452	44 ^{§§}	70	33
Moyen-inférieur	1 190	553	637	57 ^{†††}	76	41
Moyen-supérieur	748	368	380	70	83	57
Supérieur	147	83	64	77	92	55
Données non disponibles	674	270	405	57	71	48
Niveau de scolarité						
Pas de diplôme d'études secondaires	1 725	744	980	50 ^{§§}	72	32
Diplôme d'études secondaires	527	205	323	62 ^{†††}	81	50
Certaines études postsecondaires	495	216	279	69	86	56
Diplôme d'études postsecondaires	618	285	333	72	82	64
Données non disponibles	51	29	22	42	51	30

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

Nota : Tous les pourcentages sont corrigés pour tenir compte de l'âge. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués. Les écarts significatifs entre proportions de titulaires d'un permis de conduire sont indiqués uniquement pour les totaux. Au besoin, la valeur de p a été corrigée afin de tenir compte des comparaisons multiples.

† Significativement plus élevée que pour les femmes

‡ Tous les écarts entre groupes d'âge sont significatifs en ce qui concerne la proportion de titulaires d'un permis de conduire

§ Significativement plus faible que pour toutes les autres provinces sauf la Nouvelle-Écosse et le Québec

†† Significativement plus élevée que pour le Québec

‡‡ Significativement plus faible que pour toutes les provinces sauf Terre-Neuve et la Nouvelle-Écosse

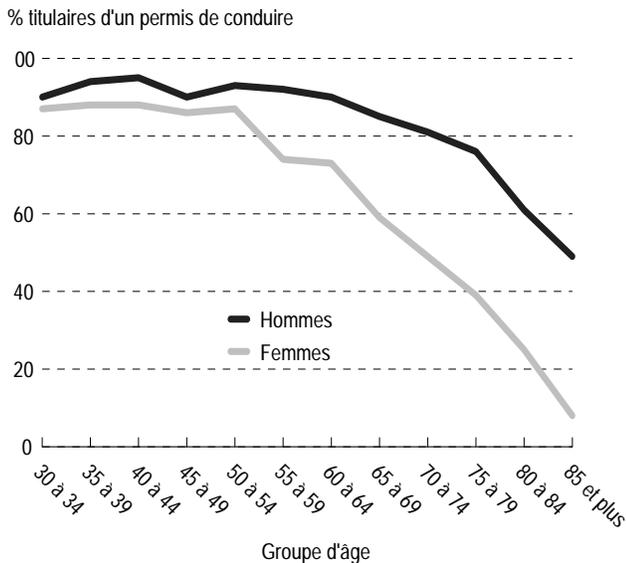
§§ Significativement plus faible que pour tous les autres éléments de la catégorie

††† Significativement plus faible que pour le quartile supérieur de revenu

‡‡‡ Significativement plus faible que pour la catégorie de personnes titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires

Graphique 1

Population à domicile de 30 ans et plus, personnes titulaires d'un permis de conduire valide, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997



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

Limites

La principale limite de la présente analyse tient au fait que l'ENSP fournit des renseignements sur la possession d'un permis de conduire, mais non sur les habitudes de conduite. Les données de l'Enquête sur le vieillissement et l'autonomie ont donc servi à estimer la proportion de personnes titulaires d'un permis de conduire qui conduisent effectivement. Cependant, il n'a pas été possible de calculer ces estimations en fonction de l'existence de problèmes de santé chroniques, de l'existence d'incapacités ni de la consommation de médicaments. Par conséquent, bien que la grande majorité de personnes âgées titulaires d'un permis de conduire prennent effectivement le volant, la proportion pourrait être nettement plus faible chez celles dont la santé est mauvaise.

Les données de l'ENSP sur les problèmes de santé chroniques posent les problèmes inhérents à l'autodéclaration. Plus précisément, aucune source indépendante n'a permis de vérifier si les personnes qui ont déclaré qu'on avait diagnostiqué chez elle un problème de santé chronique souffraient effectivement de ce problème. En outre, on ne possède aucun renseignement sur la gravité des divers problèmes de santé mentionnés, alors que celle-ci pourrait influencer sur la capacité de conduire.

Les personnes qui ont répondu par procuration ont peut-être fourni une partie des renseignements sur les problèmes de santé chroniques. Or, le biais qui entache ce genre de déclaration peut varier selon la maladie. En fait, pour certains problèmes de santé, comme le déficit de la fonction cognitive, les réponses par procuration peuvent produire des renseignements plus fiables.

permis de conduire valide. Le taux diminue en fonction de l'âge, passant de 71 % chez les personnes de 65 à 69 ans à 23 % chez celles de 85 ans et plus (tableau 1).

Chez les personnes âgées, la possession d'un permis de conduire est plus courante chez les hommes que chez les femmes (77 % contre 45 %), et l'écart s'accroît selon que l'âge augmente. Cette divergence marquée reflète les différences historiques liées à la division du travail ménager et du travail rémunéré. À mesure que les cohortes successives de femmes parcourront les diverses étapes du cycle de vie, l'écart entre les taux d'hommes et de femmes du troisième âge titulaires d'un permis de conduire diminuera vraisemblablement (graphique 1).

Terre-Neuve (43 %) et Québec (49 %) comptent les proportions les plus faibles de personnes âgées titulaires d'un permis de conduire. Les pourcentages observés dans les autres provinces ne diffèrent pas de façon significative. Le revenu joue aussi un rôle : en effet, 44 % seulement des personnes âgées appartenant au groupe de revenu le plus faible, mais 77 % appartenant au groupe de revenu le plus élevé détenaient un permis de conduire. Un gradient comparable a été observé en ce qui concerne le niveau de scolarité. Les personnes âgées dont le niveau de scolarité est élevé sont nettement plus susceptibles de posséder un permis de conduire que celles dont le niveau de scolarité est assez faible.

L'exposition aux risques inhérents à la conduite

La seule possession d'un permis de conduire ne constitue manifestement pas une bonne mesure de l'exposition au risque⁴. Il faut aussi savoir si les personnes âgées qui possèdent un permis de conduire prennent effectivement le volant et à quelle fréquence⁵. Ces renseignements n'ont pas été recueillis dans le cadre de l'ENSP de 1996-1997, mais l'Enquête sur le vieillissement et l'autonomie de 1991 comprenait des questions sur les habitudes relatives à la conduite automobile. Dans l'intervalle entre les deux enquêtes, la proportion estimative de personnes âgées titulaires d'un permis de conduire n'a que légèrement augmenté, passant de 56 % en 1991 à 59 % en 1996-1997.

Selon les données de 1991, la majorité des personnes âgées titulaires d'un permis de conduire — 93 % d'hommes et 67 % de femmes — conduisaient un véhicule (tableau 2). En outre, la proportion de conducteurs parmi ces personnes ne diminuait pas à mesure que l'âge augmentait. Néanmoins, les taux de personnes âgées qui détiennent un permis étant faibles, dans l'ensemble, le degré d'exposition de ces personnes aux risques inhérents à la conduite d'un véhicule est faible comparativement à ceux auxquels sont exposées les personnes plus jeunes. En tout, 40 % seulement des personnes de 65 ans et plus conduisaient au moins trois fois par semaine (données non présentées).

La diminution de la proportion de titulaires d'un permis de conduire à mesure que l'âge avance pourrait tenir aux changements de circonstances qui surviennent avec l'âge, comme le fait de ne plus devoir faire la navette entre le domicile et le lieu de travail quand vient la retraite. Le déclin des facultés nécessaires à la conduite d'un véhicule automobile pourrait toutefois en être aussi la cause.

Tableau 2
Utilisation d'un véhicule automobile par les membres de 65 ans et plus de la population à domicile, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1991

Population	Proportion de personnes titulaires d'un permis de conduire	Titulaires d'un permis de conduire qui :		
		conduisent un véhicule	conduisent au moins trois fois par semaine	
en milliers	%	%	%	
Total	2 764	56	83	72
65 à 69 ans	1 011	66	81	75
70 à 74 ans	770	61	84	71
75 à 79 ans	513	50	84	71
80 ans et plus	470	30	90	68
Hommes	1 187	80	93	81
65 à 69 ans	467	86	94	86
70 à 74 ans	340	84	94	79
75 à 79 ans	208	79	91	77
80 ans et plus	172	58	93	71
Femmes	1 577	37	67	58
65 à 69 ans	544	49	62	58
70 à 74 ans	430	43	69	57
75 à 79 ans	305	31	72	60
80 ans et plus	298	13	82	62

Source des données : Enquête sur le vieillissement et l'autonomie de 1991

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

La fréquence des problèmes de santé augmente avec l'âge

La prévalence de divers problèmes de santé chroniques tend à augmenter avec l'âge (tableau A en annexe). Par exemple, en 1996-1997, seulement 21 % des personnes de 45 à 64 ans ont déclaré qu'on avait posé chez elles le diagnostic d'arthrite ou de rhumatisme. Par contre, 40 % des personnes de 65 à 74 ans ont dit souffrir d'arthrite, à l'instar de 53 % des personnes de 85 ans et plus. De même, la prévalence de la maladie cardiaque augmente régulièrement, passant de 5 % chez les personnes de 45 à 64 ans à 22 % chez celles de 85 ans et plus. La tendance est la même pour le glaucome, la cataracte, les séquelles d'un accident cérébrovasculaire et le diabète.

La proportion de personnes qui disent souffrir d'une incapacité augmente naturellement avec l'âge. Selon des estimations, 5 % des personnes âgées souffraient d'un problème de vision non corrigé ou d'un problème locomoteur nécessitant l'aide d'une autre personne (tableau B en annexe). Environ 4 % souffraient d'un problème auditif non corrigé; 3 % présentaient des troubles cognitifs graves et 2 % ont déclaré avoir de la difficulté à se servir de leurs mains et de leurs doigts (diminution de la dextérité). Chez les personnes de 85 ans et plus, la prévalence de chacune de ces incapacités était nettement plus forte. En revanche, tout au plus 1 % ou 2 % des personnes de 45 à 64 ans devaient composer avec ce genre d'incapacités.

À lui seul, l'âge n'augmente pas le risque d'être impliqué dans un accident automobile. L'âge auquel les difficultés de conduite commencent à se manifester varie selon la personne¹⁷. En outre, certains problèmes de santé chroniques, et même certaines incapacités, n'ont aucun effet sérieux sur la capacité de conduire. De surcroît, la mesure dans laquelle un problème de santé particulier diminue les facultés de conduite peut varier fortement, puisqu'un même problème de santé pourrait avoir des conséquences fonctionnelles fort différentes selon la personne¹⁸. Toutefois, certains de ces problèmes réduisent gravement la capacité de conduire (voir *Examen du conducteur — Guide du médecin*).

Lien avec les problèmes de santé chroniques

Dans le cas de plusieurs problèmes de santé chroniques, le taux de personnes âgées titulaires d'un permis de conduire diffère de façon significative selon qu'elles souffrent ou non du problème en question. Par exemple, 36 % seulement des personnes âgées victimes d'un accident cérébrovasculaire, mais 59 % des personnes n'ayant pas eu ce genre d'accident ont dit détenir un permis de conduire (tableau 3). Les proportions étaient également nettement plus faibles pour les personnes souffrant de maladie cardiaque, d'arthrite ou de

cataracte que pour celles ne manifestant pas ces problèmes.

L'intensité de la douleur causée par un problème de santé chronique peut être un déterminant aussi important de la possession d'un permis que le problème de santé proprement dit. Une douleur intense peut entraver la concentration et réduire la liberté de mouvement au point de rendre la conduite d'un véhicule extrêmement dangereuse¹. En fait, 49 % seulement des personnes âgées qui ont dit souffrir de douleur chronique intense étaient titulaires d'un permis de conduire.

Lien marqué avec l'incapacité

Le fait de détenir ou non un permis de conduire est lié non seulement à l'existence de problèmes de santé chroniques, mais aussi, comme on peut s'y attendre, à l'existence d'incapacités, qui sont ou non la cause de ces problèmes de santé chroniques (tableau 4). Environ 60 % des personnes âgées qui n'ont pas mentionné d'incapacité ont dit posséder un permis de conduire. Par contre, les proportions de détenteurs d'un tel permis sont de façon constante nettement moindres parmi les personnes qui présentent une incapacité, quoique l'écart varie selon la nature de cette dernière.

Seulement 26 % des personnes âgées atteintes d'un trouble cognitif grave possédaient un permis de conduire. Toutefois, étant donné la nature de l'incapacité, cette proportion est assez forte. La fonction cognitive englobe la mémoire, le traitement de l'information et la prise de décision, trois fonctions essentielles à la conduite sans risque d'un véhicule. Plusieurs études montrent que le risque d'accident augmente chez les personnes dont les facultés cognitives sont réduites¹⁹⁻²². Cependant, selon une étude réalisée au Royaume-Uni, nombre de personnes atteintes de démence continuent de conduire malgré la détérioration frappante de leurs compétences de conducteur²³. Chez environ 18 % des sujets, la détérioration des compétences au volant était l'un des premiers signes de la démence²³. En outre, la décision de renoncer à conduire était souvent prise par les membres de la famille ou par le médecin plutôt que personnellement par la personne atteinte de démence²⁴.

Examen du conducteur—Guide du médecin

La brochure intitulée *Examen du conducteur — Guide du médecin*¹ (en cours de révision) de l'Association médicale canadienne présente des lignes directrices et des opinions d'expert destinées à aider les médecins à évaluer, du point de vue médical, l'aptitude de leurs patients à conduire. Le *Guide* n'a pas force de loi; en dernière analyse, la responsabilité d'émettre les permis de conduire revient aux autorités provinciales et territoriales désignées. Cependant, la plupart des provinces et territoires ont adopté des règlements voulant que les médecins déclarent aux autorités les personnes inaptes à la conduite d'un véhicule pour des raisons médicales¹⁶. Un autre élément dont il faut tenir compte est la mesure dans laquelle les médecins peuvent être tenus responsables s'ils omettent de déclarer un patient qui est subséquentement impliqué dans un accident de circulation.

Selon le *Guide*, tant qu'une personne âgée ne souffre d'aucun problème de santé affaiblissant ses facultés, il n'y a aucune raison qu'elle ne puisse conduire sans restriction. Néanmoins, plusieurs problèmes liés à l'âge, dont la détérioration des facultés mentales, les troubles de la vue, la maladie cardiovasculaire, le diabète sucré (qui augmente le risque de trouble de la vue et d'hypoglycémie), les problèmes locomoteurs, les problèmes de santé multiples et les effets des médicaments (comme les antihypertenseurs, les sédatifs et les tranquillisants) peuvent influencer sur la capacité de conduire.

Le *Guide* recommande de faire subir un examen médical destiné à évaluer l'aptitude à conduire tous les deux ans entre 70 et 80 ans, et annuellement par après. Cet examen devrait inclure une évaluation des conditions physique et mentale.

Environ le tiers (34 %) des personnes âgées présentant un trouble non corrigé de la vision et 37 % ayant des difficultés à se servir de leurs mains et de leurs doigts détenaient un permis de conduire. Chez celles souffrant d'un problème locomoteur grave, le taux est beaucoup plus faible : 16 % de

personnes ayant besoin d'aide personnelle étaient titulaires d'un permis de conduire. La proportion s'accroît beaucoup chez les personnes âgées qui ont dit souffrir d'un trouble non corrigé de l'ouïe : près de la moitié d'entre elles possèdent un permis de conduire.

Tableau 3

Population à domicile de 65 ans et plus, personnes titulaires d'un permis de conduire valide, selon le sexe et certains problèmes de santé chroniques[†], Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total		Hommes		Femmes	
	Nombre total en milliers	Avec permis de conduire %	Nombre total en milliers	Avec permis de conduire %	Nombre total en milliers	Avec permis de conduire %
Total	3 416	59	1 479	77	1 937	45
Maladie cardiaque						
Oui	548	54 [‡]	267	71	281	37
Non	2 864	59	1 211	78	1 654	45
Données non disponibles	4	--	1	--	3	--
Arthrite						
Oui	1 448	55 [‡]	504	77	944	43
Non	1 966	61	974	77	992	46
Données non disponibles	2	--	--	--	2	--
Diabète						
Oui	357	53	184	75	174	30
Non	3 057	59	1 295	77	1 762	46
Données non disponibles	1	--	--	--	1	--
Séquelles d'un accident cérébrovasculaire						
Oui	134	36 [‡]	73	46	61	24 [§]
Non	3 281	59	1 405	79	1 876	45
Données non disponibles	1	--	--	--	1	--
Glaucome						
Oui	166	54	65	71	100	43
Non	3 247	59	1 412	77	1 835	44
Données non disponibles	4	--	--	--	3	--
Cataracte						
Oui	513	51 [‡]	177	70	336	41
Non	2 901	60	1 301	78	1 599	45
Données non disponibles	3	--	--	--	2	--
Nombre de problèmes de santé chroniques						
Aucun	1 345	63	643	78	702	49
1	1 276	59	525	80	752	45
2 et plus	795	50 [‡]	311	70	484	37
Douleur chronique						
Pas de douleur	2 571	62 ^{††}	1 141	80	1 430	47
Légère/modérée	668	50	281	67	387	37
Intense	161	49	51	73	110	38
Données non disponibles	16	--	5	--	10	--

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

Nota : Tous les pourcentages sont corrigés pour tenir compte de l'âge. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués. Les écarts significatifs entre les proportions de titulaires d'un permis de conduire sont indiqués pour les totaux uniquement. Au besoin, la valeur de *p* a été corrigée afin de tenir compte des comparaisons multiples.

† Diagnostiqué par un professionnel de la santé

‡ Significativement plus faible que pour les autres éléments de la catégorie

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

†† Significativement plus élevée que pour les autres éléments de la catégorie

-- Néant

-- Coefficient de variation trop élevé pour que l'estimation soit fiable

Consommation de médicaments

Le vieillissement et l'augmentation du nombre de problèmes de santé chroniques et d'incapacités dont il s'assortit généralement obligent à consommer plus de médicaments²⁵, dont certains susceptibles de diminuer la capacité de conduire. En 1996-1997, 45 % des personnes âgées qui ont pris des tranquillisants durant le mois qui a précédé l'entrevue étaient titulaires d'un permis de conduire, ainsi que 48 % ayant pris des antidépresseurs et 52 %, des somnifères (tableau 5). La proportion de personnes

âgées titulaires d'un permis de conduire qui prenaient des diurétiques, des antihypertenseurs ou des médicaments pour le cœur étaient plus forte, de l'ordre de 54 % à 55 %. Néanmoins, quelle que soit la catégorie de médicaments, la proportion de titulaires d'un permis de conduire était nettement plus faible chez les personnes prenant les médicaments que chez les autres.

Les données publiées jusqu'à présent concernant les effets des médicaments sur la capacité de conduire ne sont pas concluantes. Selon une étude

Tableau 4

Population à domicile de 65 ans et plus, personnes titulaires d'un permis de conduire valide, selon certaines incapacités[†] et le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total		Hommes		Femmes	
	Nombre total en milliers	Avec permis de conduire %	Nombre total en milliers	Avec permis de conduire %	Nombre total en milliers	Avec permis de conduire %
Total	3 416	59	1 479	77	1 937	45
Fonction cognitive						
Pas de problème	2 391	60	1 013	79	1 378	47
Certains problèmes	921	57	419	76	501	40
Problèmes graves	92	26 [‡]	42	32	50	21
Données non disponibles	13	--	4	--	9	--
Dextérité						
Pas de problème	3 333	59	1 449	78	1 884	45
Problème	81	37 ^{‡§}	28	45 [§]	53	34 ^{††}
Données non disponibles	3	--	2	--	1	--
Mobilité						
Pas de problème	2 934	62	1 288	81	1 646	47
Problème, pas d'aide nécessaire	65	46	29	46 [§]	36	43 [§]
Problème, besoin d'un appareil	258	47 ^{††}	114	65	144	31
Problème, besoin de l'aide d'une autre personne	157	16 ^{‡§}	46	25 ^{††}	110	11 ^{††}
Données non disponibles	2	--	--	--	--	--
Vision						
Pas de problème	578	61	284	77	294	46
Problème corrigé	2 636	60	1 136	79	1 499	46
Problème non corrigé	185	34 [‡]	52	43	133	30 [§]
Données non disponibles	18	--	--	--	12	--
Ouïe						
Pas de problème	2 927	60	1 212	80	1 715	45
Problème corrigé	334	56	184	66	150	40
Problème non corrigé	149	47 ^{††}	78	61	71	32 [§]
Données non disponibles	7	--	--	--	2	--

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

Nota : Tous les pourcentages sont corrigés pour tenir compte de l'âge. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués. Les écarts significatifs entre les proportions de titulaires d'un permis de conduire sont indiqués pour les totaux uniquement. Au besoin, la valeur de *p* a été corrigée afin de tenir compte des comparaisons multiples.

† Diagnostiqué par un professionnel de la santé

‡ Significativement plus faible que pour les autres éléments de la catégorie

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

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

‡‡ Significativement plus faible que pour la catégorie «pas de problème»

-- Néant

-- Coefficient de variation trop élevé pour que l'estimation soit fiable

rétrospective de cohortes portant sur quatre groupes de médicaments, à savoir les benzodiazépines, les antidépresseurs cycliques, les analgésiques opioïdes administrés par voie orale et les antihistamines, le risque relatif d'être impliqué dans un accident causant des blessures est de 1,5 pour n'importe lequel de ces médicaments²⁶. Chez les personnes qui prennent au moins deux de ces médicaments, le risque relatif augmente si l'un des deux médicaments est une benzodiazépine ou un antidépresseur cyclique. En outre, pour les deux médicaments, le

risque relatif augmente parallèlement à la dose et devient considérable quand celle-ci est forte. Une autre étude a révélé que la consommation de benzodiazépines double environ le risque d'être impliqué dans un accident de véhicule automobile; chez les conducteurs âgés, le risque augmente avec la prise d'une forte dose de benzodiazépines à action prolongée²⁷. En revanche, une étude cas-témoin appariés réalisée auprès d'un échantillon représentatif de la population n'indique aucunement un effet proportionnel à la dose chez les personnes

Tableau 5
Population à domicile de 65 ans et plus, personnes titulaires d'un permis de conduire valide, selon la consommation de certains médicaments et le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997

Consommation de médicament le mois précédent	Total		Hommes		Femmes	
	Nombre total	Avec permis de conduite	Nombre total	Avec permis de conduire	Nombre total	Avec permis de conduire
	en milliers	%	en milliers	%	en milliers	%
Total	3 416	59	1 479	77	1 937	45
Tranquillisants						
Oui	169	45 [†]	50	61	119	39
Non	3 226	60	1 419	78	1 808	45
Données non disponibles	21	--	10	--	11	--
Antidépresseurs						
Oui	150	48 [†]	60	71	90	32
Non	3 247	59	1 412	77	1 834	45
Données non disponibles	20	--	7	--	13	--
Somnifères						
Oui	269	52 [†]	101	72	168	40
Non	3 131	59	1 371	78	1 759	45
Données non disponibles	17	--	6	--	11	--
Diurétiques						
Oui	377	54 [†]	128	68	249	46
Non	3 020	59	1 344	78	1 677	44
Données non disponibles	19	--	7	--	11	--
Antihypertenseurs						
Oui	1 112	55 [†]	423	77	690	41
Non	2 285	61	1 048	78	1 236	46
Données non disponibles	19	--	8	--	11	--
Médicaments pour le cœur						
Oui	643	55 [†]	311	73	332	38
Non	2 756	60	1 161	79	1 594	46
Données non disponibles	18	--	7	--	11	--
Nombre de médicaments étudiés pris le dernier mois						
Aucun	1 939	62 [‡]	930	78	1 009	47
1	988	54	371	75	617	41
2 et plus	489	54	178	74	312	42

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

Nota : Tous les pourcentages sont corrigés pour tenir compte de l'âge. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués. Les écarts significatifs entre les proportions de titulaires d'un permis de conduire sont indiqués pour les totaux uniquement. Au besoin, la valeur de *p* a été corrigée afin de tenir compte des comparaisons multiples.

† Significativement plus faible que pour les personnes ne prenant pas le médicament

‡ Significativement plus élevée que pour les autres éléments de la catégorie

-- Coefficient de variation trop élevé pour que l'estimation soit fiable

prenant des benzodiazépines²⁸. En outre, une étude réalisée récemment au Canada tend à démontrer que, s'il existe un lien entre la prise de benzodiazépines à demi-vie longue et l'augmentation du risque d'accidents automobiles, il n'en est pas de même dans le cas des benzodiazépines à demi-vie courte²⁹.

Les conducteurs âgés courent-ils un plus grand risque d'accidents?

Conséquemment au déclin de leurs facultés mentales et sensorielles, nombre de personnes âgées modifient leurs habitudes de conduite pour compenser ce déficit et pourraient donc réduire ainsi leur exposition globale au risque^{30,31}. Qui plus est, comme il leur est plus facile de disposer de leur temps comme elles l'entendent, les personnes âgées choisissent peut-être le moment et le lieu les plus appropriés pour conduire^{32,33}. Elles sont moins susceptibles de conduire la nuit et durant les heures de pointe que les personnes dans la quarantaine ou la cinquantaine. Elles ont tendance à éviter les autoroutes à accès limité et à conduire moins vite. Une étude récente, fondée sur le couplage des données des dossiers d'accidents des services de police aux données sur les congés tirées des dossiers des hôpitaux ne porte guère à croire que les conducteurs de 65 à 74 ans font courir aux autres conducteurs un risque plus considérable de blessures ou de décès, et ce, tant selon l'analyse des données au niveau agrégé qu'individuel³⁴.

En outre, les résultats des études sur les risques d'accident que courent les personnes âgées atteintes de certaines maladies sont ambigus. L'une d'elle, menée au Québec, donne à penser que les personnes âgées qui souffrent d'un déficit ou de problèmes de santé chroniques ne risquent pas plus que les autres d'être impliquées dans des accidents de la route³⁵. Selon une autre, également réalisée au Québec auprès d'hommes de 45 à 70 ans, le risque d'accident n'est pas plus élevé chez les conducteurs atteints d'une maladie cardiovasculaire que chez les autres³⁶. De plus, un rapport antérieur n'a pu clairement démontrer que les maladies de la vue, les troubles de la vue ou les troubles de l'ouïe augmentent le risque d'accident automobile chez les conducteurs âgés³⁷. En revanche, les auteurs d'une étude plus récente

Mortalité due aux accidents automobiles

Les travaux de recherche montrent que les conducteurs âgés risquent plus d'être blessés gravement ou de mourir dans une collision automobile que les personnes plus jeunes, si l'on suppose que les vitesses et les véhicules sont comparables⁵⁻⁸.

En 1996, les personnes âgées représentaient 11 % des personnes titulaires d'un permis de conduire, mais 18 % des personnes tuées dans un accident automobile. Le taux de mortalité due à des accidents de circulation pour l'ensemble des conducteurs titulaires d'un permis est de 16,4 décès pour 100 000³⁸. Il est maximal pour le groupe des 15 à 19 ans (40,6 décès pour 100 000) et également assez élevé (25,1) pour le groupe des 20 à 24 ans. En revanche, il ne dépasse pas 14,0 pour les titulaires d'un permis âgés de 25 à 64 ans. Cependant, le taux de mortalité observé pour le groupe des 65 ans et plus, soit 27,2, est plus élevé que celui enregistré pour le groupe des 20 à 24 ans.

Ces taux ne tiennent pas compte du fait que le niveau d'exposition des conducteurs âgés aux risques inhérents à la conduite est relativement faible. Puisque le risque d'accident est proportionnel à la fréquence d'utilisation du véhicule ou au nombre annuel de kilomètres parcourus³⁹, si l'on corrigeait les résultats pour tenir compte de l'effet de l'exposition, les taux de mortalité observés pour les conducteurs âgés seraient peut-être plus élevés.

Mortalité due aux accidents automobiles, selon le groupe d'âge, hommes et femmes confondus, Canada, 1996

Groupe d'âge	Popu- lation	Popu- lation titulaire d'un permis	Décès	Décès pour 100 000 :	
				habitants	titulaires d'un permis
	(en milliers)	(en milliers)			
Total	28 641,5	18 700,0	3 062	10,6	16,4
0 à 4	1 234,6	...	39	3,2	...
5 à 14	3 963,0	...	129	3,3	...
15 à 19	2 110,7	937,0	380	18,0	40,6
20 à 24	1 872,6	1 564,0	393	21,0	25,1
25 à 34	4 471,5	3 959,7	537	12,0	13,6
35 à 44	5 237,6	4 780,0	429	8,2	9,0
45 à 54	3 770,5	3 361,4	346	9,2	10,3
55 à 64	2 564,9	2 099,0	265	10,3	12,6
65 et plus	3 416,1	1 998,9	544	15,9	27,2

Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé, pour les personnes titulaires d'un permis; Transports Canada pour la mortalité (référence n° 37).

... N'ayant pas lieu de figurer

révèlent que la diminution de la capacité du système visuel à traiter l'information et le glaucome jouent parfois un rôle dans les accidents dans lesquels sont impliquées des personnes âgées⁴⁰.

Cependant, les conclusions des chercheurs quant au risque que posent les conducteurs âgés dépendent en grande partie des indicateurs statistiques choisis. Ainsi, si l'on s'en tient aux nombres absolus, les jeunes conducteurs devraient faire l'objet d'un examen plus minutieux que les conducteurs âgés. Par contre, si l'on compare le nombre de collisions ou de blessures par kilomètre parcouru, les taux sont les mêmes pour les conducteurs âgés que pour les jeunes conducteurs (voir *Mortalité due aux accidents automobiles*).

Dépistage des conducteurs âgés à haut risque

Si capacité de conduire et problèmes de santé liés à l'âge sont étroitement liés, les bureaux chargés d'accorder les permis de conduire sont sans doute logiquement les mieux placés pour soumettre les conducteurs âgés à un examen de dépistage. Toutefois, s'il est facile de découvrir les personnes qui présentent des déficits graves et manifestes, il pourrait être plus difficile d'évaluer la capacité de conduire de bon nombre de conducteurs âgés qui ne souffrent d'aucun handicap important^{21,24}.

Toute une batterie d'examen a été envisagée pour évaluer les compétences de conduite des personnes âgées^{23,41-43}. Cependant, compte tenu du nombre estimatif de personnes âgées titulaires d'un permis de conduire qui sont atteintes d'un problème de santé chronique ou d'une incapacité calculé d'après l'ENSP, dépister et évaluer ces personnes représenterait une entreprise de grande envergure fort coûteuse (voir *Problèmes de santé*). En outre, même si l'on faisait passer ces examens, la possibilité que les personnes qui obtiennent les cotes les plus élevées aient plus d'accidents parce qu'elles conduisent plus fréquemment est un facteur confusionnel dont il faudrait tenir compte pour interpréter les corrélations entre les résultats de l'examen et les taux d'accident ou d'infraction au code de la route⁴⁴.

Le dépistage des conducteurs âgés à haut risque représente un fardeau particulier pour les médecins⁹,

qui doivent tenir compte à la fois du bien-être de la collectivité, du bien-être de leurs patients et du secret professionnel⁴⁵. Le problème est d'autant plus épineux là où les médecins peuvent être tenus responsables des accidents causés par des conducteurs âgés qui présentent des insuffisances fonctionnelles manifestes. Selon les auteurs d'une étude visant à évaluer les attitudes des médecins, ces derniers considèrent en général qu'ils sont tenus par la loi d'évaluer l'aptitude à conduire, mais ils ne sont certains ni de la façon de s'y prendre ni de leurs responsabilités à l'égard de leurs patients âgés qui conduisent⁴⁶.

La décision de renoncer à conduire

Bien que les médecins ne soient pas toujours certains du rôle qu'ils doivent jouer dans le processus d'octroi du permis de conduire, leur opinion est parfois essentielle. Selon une étude menée auprès des résidents d'un village de retraite, plus du quart des personnes (27 %) qui avaient renoncé à conduire ont déclaré l'avoir fait sur « les conseils d'un médecin ». En outre, 20 % ont dit « se sentir nerveuses au volant » et une proportion presque égale ont déclaré qu'elles avaient de la difficulté à voir les voitures ou les piétons⁴⁷.

D'autres travaux montrent également que la décision d'arrêter de conduire peut dépendre de l'état de santé^{48,49}. Une étude menée auprès de personnes âgées vivant dans la collectivité indique qu'environ la moitié des décisions de renoncer à conduire seraient liées à six problèmes de santé, à savoir la dégénérescence de la macula, l'hémorragie rétinienne, toute limitation des activités de la vie quotidienne, la maladie de Parkinson, les séquelles d'un accident cérébrovasculaire et la syncope (épisodes d'inconscience soudaine)⁵⁰.

L'utilisation d'une automobile occupe une place tellement importante dans la vie moderne que nombre de personnes âgées ont énormément de difficulté à prendre la décision d'arrêter de conduire. Qui plus est, si la santé des personnes âgées a des répercussions sur leurs compétences de conducteur, perdre la mobilité qu'offre la conduite d'une automobile peut aussi influencer sur leur santé et leur bien-être^{45,51,52}. Outre la commodité, le fait de

Définitions

Pour savoir si elles possédaient un *permis de conduire*, on a demandé aux personnes qui ont participé à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) : « Avez-vous un permis de conduire valide pour véhicules à moteur? » (Inclure les autos, les camionnettes, les camions et les motocyclettes).

Les données sur le *niveau de scolarité* sont classées dans quatre catégories : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, certaines études postsecondaires et diplôme d'études postsecondaires.

Les données sur le *revenu du ménage*, qui se fondent sur une variable dérivée tenant compte du nombre de personnes qui composent le ménage, sont réparties en quartiles, à savoir inférieur, moyen-inférieur, moyen-supérieur et supérieur.

Les personnes qui ont participé à l'enquête devaient aussi dire si un professionnel de la santé avait diagnostiqué chez elles certains *problèmes de santé chroniques*. En se fondant sur un examen des données publiées, les problèmes de santé suivants ont été retenus pour la présente analyse : maladie cardiaque, arthrite ou rhumatisme, diabète, séquelles d'un accident cérébrovasculaire, glaucome et cataracte.

Des questions concernant les *incapacités* éventuelles relatives à la cognition, la dextérité, la mobilité, la vision et l'ouïe ont en outre été posées.

En s'appuyant sur une question concernant la capacité de réflexion et une autre sur la mémoire, une variable dérivée a été créée pour évaluer la *fonction cognitive*. Les catégories définies sont : pas de problème cognitif, certaines difficultés de réflexion, manque partiel de mémoire, manque partiel de mémoire/difficultés de réflexion, très mauvaise mémoire/incapable de se souvenir ou de réfléchir. Aux fins de la présente analyse, les personnes classées dans l'une ou l'autre des deux dernières catégories présentaient un problème cognitif.

Une variable dérivée a été créée pour évaluer la *dextérité* (usage des mains et des doigts). Les personnes ont été classées en deux catégories, à savoir celles présentant un problème de dextérité et celles n'en présentant pas. Parmi les personnes qui ont un problème, on compte celles qui n'ont pas besoin d'aide, celles qui ont besoin d'un appareil, d'aide pour accomplir certaines tâches, d'aide pour accomplir la plupart des tâches ou d'aide pour accomplir toutes les tâches.

Une variable dérivée a servi à classer les problèmes de *mobilité*. À cet égard, quatre catégories ont été définies : pas de problème;

problème, pas d'aide nécessaire; problème, appareil nécessaire (soutien mécanique ou fauteuil roulant) et problème, aide d'une autre personne nécessaire/incapable de marcher.

En ce qui concerne l'*ouïe*, six catégories ont été définies : pas de problème d'ouïe; difficulté à suivre une conversation dans un groupe/corrigée; difficulté à suivre une conversation dans un groupe et avec une autre personne/corrigée; difficulté à suivre une conversation dans un groupe et avec une autre personne/conversation avec une autre personne corrigée; difficulté à suivre une conversation dans un groupe et avec une autre personne/non corrigée et complètement sourd(e). Aux fins de la présente analyse, les sujets ont été regroupés en trois catégories : pas de problème, problème corrigé et problème non corrigé.

La création d'une variable dérivée a permis de classer la *vision* dans les catégories suivantes : pas de problème; problème corrigé par des lentilles; problème de vision rapprochée non corrigé; problème de vision éloignée non corrigé; problème de vision rapprochée et éloignée/ pas de vision. Aux fins de la présente analyse, les réponses ont été regroupées dans les catégories : pas de problème, problème corrigé et problème non corrigé.

Les données sur la *consommation de médicaments* se fondent sur les réponses à la question : « Au cours du dernier mois, avez-vous pris un des médicaments suivants? » Une liste de médicaments possibles a ensuite été lue et toutes les réponses pertinentes ont été cochées. Les médicaments visés par la présente analyse sont les antidépresseurs, les diurétiques ou médicaments contre la rétention d'eau, les médicaments pour la tension artérielle, les médicaments pour le cœur, les somnifères et les tranquillisants comme le Valium.

La proportion de Canadiens âgés qui *conduisent* a été estimée d'après les données de l'Enquête sur le vieillissement et l'autonomie de 1991. Durant une entrevue par téléphone ou sur place, on a demandé aux participants s'ils possédaient un permis de conduire valide et si un membre du ménage possédait un véhicule. La question suivante a ensuite été posée : « Le répondant se sert-il de ce véhicule principalement comme conducteur ou comme passager? » Enfin, la question qui suit a permis d'obtenir une approximation du degré d'*exposition au risque inhérent à la conduite* : « À quelle fréquence le répondant conduit-il? » Le choix de réponse était : sans objet, plus de trois fois par semaine, d'une à trois fois par semaine, d'une à trois fois par mois, moins d'une fois par mois et jamais.

Problèmes de santé

La prévalence des problèmes de santé chroniques et des incapacités susceptibles d'influer sur la capacité de conduire est, en général, plus forte chez les personnes âgées qui ne possèdent pas de permis de conduire que chez celles qui en possèdent un. Néanmoins, un nombre considérable de personnes âgées titulaires d'un permis de conduire ont dit souffrir de ce genre de problèmes de santé. Par exemple, en 1996-1997, on estime que 776 000 personnes âgées titulaires d'un permis de conduire souffraient d'arthrite et que 280 000 avaient reçu un diagnostic de maladie cardiaque. Même si un nombre beaucoup plus faible présentaient une incapacité, 101 000 titulaires d'un permis de conduire avaient besoin d'un appareil pour se déplacer et 17 000, de l'aide d'une autre personne. Environ 63 000 ont fait état d'un trouble non corrigé de l'ouïe. En outre un nombre considérable de personnes âgées titulaires d'un permis de conduire prennent des médicaments qui pourraient influencer sur leur capacité de conduire.

Nombre de personnes de 65 ans et plus titulaires d'un permis de conduire présentant certains problèmes de santé, selon le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total en milliers	Hommes en milliers	Femmes en milliers
Nombre total de titulaires d'un permis	1 999	1 139	860
Problèmes de santé chroniques			
Maladie cardiaque	280	185	95
Arthrite	776	383	393
Séquelles d'un accident cérébrovasculaire	42	31 [†]	11 [†]
Glaucome	84	45	39 [†]
Cataracte	229	116	114
Diabète	189	137	52
Douleur chronique intense	73	37 [†]	36 [†]
Incapacités			
Problème cognitif grave	17 ^{††}	12 [†]	5 ^{††}
Problème de dextérité	28	11	16
Mobilité			
Besoins d'un appareil	101	66 [†]	35
Besoins de l'aide d'une autre personne	17	8 ^{††}	--
Trouble non corrigé de la vision	50 ^{††}	20	30 ^{††}
Trouble non corrigé de l'ouïe	63	44	18 ^{††}
Médicaments pris le mois précédent			
Tranquillisants	76	32 [†]	44
Antidépresseurs	72 [†]	44	28 ^{††}
Somnifères	133	71	61
Diurétiques	196	86	110
Antihypertenseurs	602	325	277
Médicaments pour le cœur	334	221	114

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

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

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

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

-- Coefficient de variation trop élevé pour produire des estimations fiables

conduire est un symbole d'autonomie et de compétence⁴⁷. Être obligé d'arrêter de conduire peut diminuer l'estime de soi et modifier la qualité globale de la vie⁵³. Une analyse longitudinale témoigne d'une augmentation considérable des symptômes de dépression chez les personnes âgées qui ont cessé de conduire, même après correction pour tenir compte des différences démographiques et de l'effet de facteurs liés à la santé⁵⁴.

Renoncer à conduire a aussi des conséquences sur la capacité de demeurer autonome et de participer à la vie communautaire. Le fait d'avoir accès à d'autres moyens de transport ou de pouvoir compter sur d'autres personnes pour conduire le véhicule peut influencer sur la décision^{48,49}. En fait, d'après l'enquête sur le vieillissement et l'autonomie de 1991, 30 % de personnes âgées qui conduisaient ont dit n'avoir accès à aucun moyen de transport en commun là où elles vivaient. Pour les personnes âgées établies dans des régions rurales ou non desservies par les réseaux de transport en commun, renoncer à conduire peut signifier qu'elles doivent déménager, donc perdre leur sentiment d'appartenance à une collectivité^{16,55}.

Mot de la fin

En général, les chercheurs s'entendent pour dire que la décision d'accorder ou non un permis de conduire aux personnes souffrant de troubles susceptibles d'influer sur leur capacité de conduire doit se fonder sur une évaluation fonctionnelle plutôt que sur un nom de maladie^{18,56,57}. Les conducteurs âgés ne formant pas un groupe homogène, il ne semble pas possible d'établir un profil prévisible de risque^{30,34,58}.

La politique de santé publique adoptée pour faire face au vieillissement de la population, donc à l'augmentation du nombre de conducteurs âgés, pourrait comprendre un large éventail de mesures. Ainsi, certains chercheurs soutiennent que les administrateurs des politiques et des programmes doivent envisager d'offrir d'autres moyens de transport pour répondre aux besoins des personnes âgées qui ne peuvent plus conduire⁵¹.

Offrir des cours de formation ou de recyclage aux conducteurs âgés leur permettrait d'améliorer leur façon de conduire⁵¹ et plusieurs provinces

organisent déjà des cours de conduite défensive destinés aux personnes âgées. Dans certaines régions, les conducteurs âgés qui suivent le cours et réussissent l'examen ont droit à un rabais sur la prime d'assurance-automobile⁵⁹.

Il est également important de tenir compte du contexte technique et environnemental dans lequel évoluent les conducteurs. Par exemple, l'amélioration des réseaux routiers et de la conception des véhicules automobiles profiterait à tout un chacun plutôt qu'aux conducteurs âgés uniquement⁹.

Dans l'avenir, les caractéristiques des conducteurs âgés pourraient être fort différentes de celles de la cohorte courante. En outre, les changements en ce qui concerne la conception des véhicules et des routes, la mise en application des règlements et les normes de conduite pourraient transformer le profil de risque des conducteurs âgés⁵¹. Par conséquent, il est difficile d'évaluer le risque que les conducteurs âgés courent personnellement ou feront courir aux autres dans l'avenir. ●

Références

1. Association médicale canadienne, *Physician's Guide to Driver Examination*, 5th edition, Ottawa, Association médicale canadienne, 1991.
2. US Department of Transportation, *Older Population, Traffic Safety Facts 1996*, disponible à : <http://www.hhtsa.dot.gov/people/ncsa/FactPrev/Older96.hth>, site consulté le 29 septembre 1998.
3. M.L. Chipman, C.G. MacGregor, A.M. Smiley *et al.*, « The role of exposure in comparisons of crash risk among different drivers and driving environments », *Accident Analysis and Prevention*, 25(2), 1993, p. 207-211.
4. L. Hakamies-Blomqvist, K. Johansson et C. Lundberg, « Driver licences as a measure of older drivers' exposure: a methodological note », *Accident Analysis and Prevention*, 27(6), 1995, p. 853-857.
5. L. Evans, « Risk of fatality from physical trauma versus age and sex », *Journal of Trauma*, 28(3), 1988, p. 368-378.
6. G.F. McCoy, R.A. Johnston et R.B. Duthie, « Injury to the elderly in road traffic accidents », *Journal of Trauma*, 29(4), 1989, p. 494-497.
7. C. Peek-Asa et B.B. Dean, « Traffic-related injury hospitalization among California elderly, 1994 », *Accident Analysis and Prevention*, 30(3), 1998, p. 389-396.
8. C. Waters, L. Gibbons, R. Semenciw *et al.*, « Motor vehicle traffic accidents in Canada, 1978-87 by time of occurrence », *Canadian Journal of Public Health*, 84(1), 1994, p. 58-59.
9. B.P. Brown, « Medical conditions, medications and driving », *Médecin de famille canadien*, 44, 1998, p. 705-707.
10. D.L. Massie, K.L. Campbell et A.F. Williams, « Traffic accident involvement rates by driver age and gender », *Accident Analysis and Prevention*, 27(1), 1995, p. 73-87.
11. M.V. George, M.J. Norris, F. Nault *et al.*, *Projections démographiques pour le Canada, les provinces et les territoires, 1993-2016* (Statistique Canada, n° 91-520 au catalogue), Ottawa, ministre responsable de Statistique Canada, 1994.
12. 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).
13. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population — une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
14. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
15. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
16. I. Bess, « Les aînés au volant », *Tendances sociales canadiennes*, n° 54, Automne 1999, p. 2-9.
17. P.J. Cooper, « Differences in accident characteristics among elderly drivers and between elderly and middle-aged drivers », *Accident Analysis and Prevention*, 22(5), 1990, p. 499-508.
18. J.A. Waller, « Research and other issues concerning effects of medical conditions on elderly drivers », *Human Factors*, 34(1), 1992, p. 3-15.
19. S.M. Retchin et J. Anapolle, « An overview of the older driver », *Clinics in Geriatric Medicine*, 9(2), 1993, p. 279-296.
20. J.A. Waller, « Cardiovascular disease, aging and traffic accidents », *Journal of Chronic Diseases*, 20, 1967, p. 615-620.
21. P.J. Cooper, D. Tallman, H. Tuokko *et al.*, « Vehicle crash involvement and cognitive risk deficit in older drivers », *Journal of Safety Research*, 25, 1993, p. 9-17.
22. R.M. Dubinski, A. Williamson, C.S. Gray *et al.*, « Driving in Alzheimer's disease », *Journal of the American Geriatrics Society*, 40, 1992, p. 1112-1116.
23. D. O'Neill, K. Neubauer, M. Boyle *et al.*, « Dementia and driving », *Journal of the Royal Society of Medicine*, 85(4), 1992, p. 199-202.
24. D. O'Neill, « Physicians, elderly drivers, and dementia », *Lancet*, 339(8784), 1992, p. 41-43.
25. 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).

26. W.A. Ray, R.L. Fought et M.D. Decker, « Psychoactive drugs and the risk of injurious motor vehicle crashes in elderly drivers », *American Journal of Epidemiology*, 136(7), 1992, p. 873-883.
27. R.E. Thomas, « Benzodiazepine use and motor vehicle accidents, Systematic review of reported association », *Médecin de famille canadien*, 44, 1998, p. 799-808.
28. S.G. Leveille, D.M. Bucher, T.D. Koepsell *et al.*, « Psychoactive medications and injurious motor vehicle collisions involving older drivers », *Epidemiology*, 5(6), 1994, p. 591-598.
29. B. Hemmelgarn, S. Suissa, A. Huang *et al.* « Benzodiazepine use and the risk of motor vehicle crash in the elderly », *Journal of the American Medical Association*, 278(1), 1997, p. 27-31.
30. L. Evans, « Older driver involvement in fatal and severe traffic crashes », *Journal of Gerontology*, 43(6), 1988, p. S186-S193.
31. X. Chu, *The effects of age on the driving habits of the elderly, Evidence from the 1990 National Personal Transportation Study*, DOT-T-95-12, 1994, p.1, Washington, U.S. Department of Transportation.
32. K. Ball, C. Owsley, B. Stalvey *et al.*, « Driving avoidance and functional impairment in older drivers », *Accident Analysis and Prevention*, 30(3), 1998, p. 313-322.
33. R.A. Marottoli, A.M. Ostfeld, S.S. Merrill *et al.*, « Driving cessation and changes in mileage driven among elderly individuals », *Journal of Gerontology*, 48(5), 1998, p. S255-S260.
34. B. Dulisse, « Older drivers and risk to other road users », *Accident Analysis and Prevention*, 29(5), 1998, p. 573-582.
35. J. Gresset et F. Meyer, « Risk of automobile accidents among elderly drivers with impairments or chronic diseases », *Revue canadienne de santé publique*, 85(4), 1994, p. 282-285.
36. R. Guibert, L. Potvin, A. Clampi *et al.*, « Are drivers with CVD more at risk for motor vehicle crashes? Study of men aged 45 to 70 », *Médecin de famille canadien*, 44, 1998, p. 770-776.
37. L.W. McCloskey, T.D. Koepsell, M.E. Wolf *et al.*, « Motor vehicle collision injuries and sensory impairments of older drivers », *Age and Ageing*, 23(4), 1994, p. 267-273.
38. Transports Canada, *Statistiques des accidents de la route au Canada, 1996, TP3322, octobre 1997*, disponible à : <http://www.tc.gc.ca/roadsafety/Stats/stats96/st96agee.html>, site consulté le 28 juillet 1998.
39. R. Lefrançois et M. D'Amours, « Exposure and risk factors among elderly drivers: A case control study », *Accident Analysis and Prevention*, 29(3), 1997, p. 267-275.
40. C. Owsley, G. McGwin et K. Ball, « Vision impairment, eye disease and injurious motor vehicle crashes in the elderly », *Ophthalmic Epidemiology*, 5(2), 1998, p. 101-113.
41. R. Parasuraman et P. Nestor, « Attention and driving. Assessment in elderly individuals with dementia », *Clinics in Geriatric Medicine*, 9(2), 1998, p. 377-387.
42. G.L. Odenheimer, M. Beaudet, A.M. Jette *et al.*, « Performance-based driving evaluation of the elderly driver: safety, reliability, and validity », *Journal of Gerontology*, 49(4), 1994, p. M153-M159.
43. L. Hunt, J.C. Morris, D. Edwards, *et al.*, « Driving performance in persons with mild senile dementia of the Alzheimer type », *Journal of the American Geriatrics Society*, 41(7), 1993, p. 747-753.
44. J.D. Trobe, P.F. Waller, C.A. Cook-Flannagan *et al.*, « Crashes and violations among drivers with Alzheimer disease », *Archives of Neurology*, 53(5), 1996, p. 411-416.
45. D.B. Reuben, R.A. Silliman et M. Trainees, « The aging driver, medicine, policy, and ethics », *Journal of the American Geriatrics Society*, 36(12), 1988, p. 1135-1142.
46. D.J. Miller et J.E. Morley, « Attitudes of physicians toward elderly drivers and driving policy », *Journal of the American Geriatrics Society*, 41(7), 1993, p. 722-724.
47. D. Persson, « The elderly driver: deciding when to stop », *Gerontologist*, 33(1), 1993, p. 88-91.
48. M.L. Chipman, J. Payne et P. McDonough, « To drive or not to drive: The influence of social factors on the decisions of elderly drivers », *Accident Analysis and Prevention*, 30(3), 1998, p. 299-304.
49. R. Kington, D. Reuben, J. Rogowski *et al.*, « Sociodemographic and health factors in driving patterns after 50 years of age », *American Journal of Public Health*, 84(8), 1994, p. 1327-1329.
50. M.K. Campbell, T.L. Bush et W.E. Hale, « Medical conditions associated with driving cessation in community-dwelling, ambulatory elders », *Journal of Gerontology*, 48(4), 1993, p. S230-S234.
51. P.F. Waller, « The older driver », *Human Factors*, 33(5), 1991, p. 499-505.
52. M.S. Yassuda, J.J. Wilson et O. von Merling, « Driving cessation: the perspective of senior drivers », *Educational Gerontology*, 23(6), 1997, p. 525-538.
53. J.C. Stutts, « Do older drivers with visual and cognitive impairments drive less? », *Journal of the American Geriatrics Society*, 46(7), 1998, p. 854-861.
54. R.A. Marottoli, C.F. Mendes de Leon, T.A. Glass *et al.*, « Driving cessation and increased depressive symptoms: prospective evidence from the New Haven EPESE. Established Populations for Epidemiological Studies of the Elderly », *Journal of the American Geriatrics Society*, 45(2), 1997, p. 202-206.
55. J. Legh-Smith, D.T. Wade et R.L. Hewer, « Driving after a stroke », *Journal of the Royal Society of Medicine*, 79(4), 1986, p. 200-203.
56. G.L. Odenheimer, « Dementia and the older driver », *Clinics in Geriatric Medicine*, 9(2), 1993, p. 349-364.
57. D.A. Drachman et J.M. Swearer, « Driving and Alzheimer's disease: the risk of crashes » *Neurology*, 43(12), 1993, p. 2448-2456.
58. R.A. Barr, « Recent changes in driving among older adults », *Human Factors* 33(5), 1991, p. 597-600.
59. M. Underwood « The older driver. Clinical assessment and injury prevention », *Archives of Internal Medicine*, 152(4), 1992, p. 735-740.

Annexe

Tableau A
Prévalence des problèmes de santé chroniques, population à domicile de 45 ans et plus, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Total	Hommes	Femmes
	%		
Maladie cardiaque			
45 à 64 ans	5	6	4
65 ans et plus	16	18	14
65 à 74 ans	13	16	11
75 à 84 ans	20	22	18
85 ans et plus	22	20††	23
Arthrite			
45 à 64 ans	21	14	27
65 ans et plus	42	34	49
65 à 74 ans	40	32	46
75 à 84 ans	45	36	52
85 ans et plus	53	43†	59
Diabète			
45 à 64 ans	5	6	4
65 ans et plus	10	12	9
65 à 74 ans	10	11	9
75 à 84 ans	11	14	10
85 ans et plus	--	--	--
Séquelles d'un accident cérébrovasculaire			
45 à 64 ans	1	1†	1†
65 ans et plus	4	5	3
65 à 74 ans	3	4†	2†
75 à 84 ans	5	7†	4
85 ans et plus	8	8	8††
Glaucome			
45 à 64 ans	1	1†	1†
65 ans et plus	5	4	5
65 à 74 ans	4	4†	4
75 à 84 ans	7	6†	7†
85 ans et plus	7	4††	9†
Cataracte			
45 à 64 ans	2	2†	2
65 ans et plus	15	12	17
65 à 74 ans	9	7	11
75 à 84 ans	23	19	26
85 ans et plus	31†	29††	33

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

† Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %

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

-- Coefficient de variation trop élevé pour que l'estimation soit fiable

Tableau B
Prévalence des incapacités, population à domicile de 45 ans et plus, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1996-1997

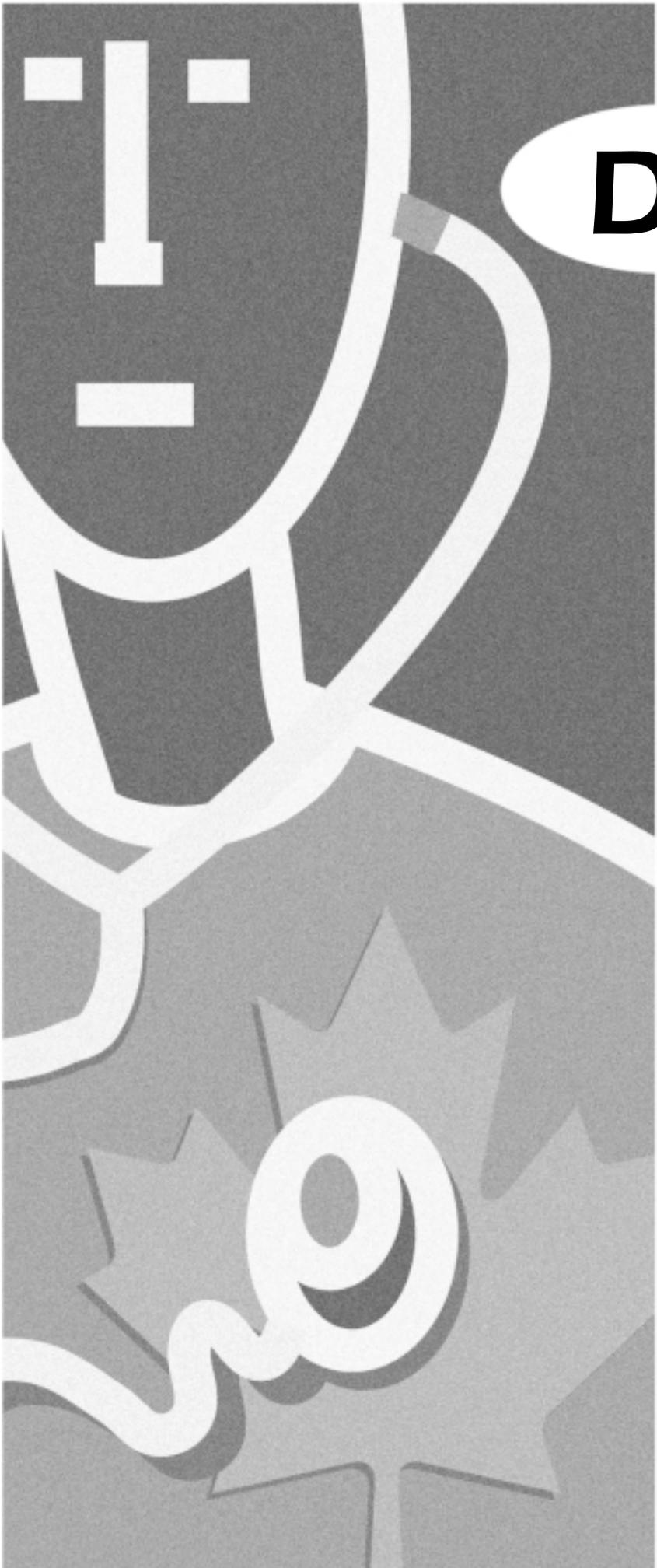
	Total	Hommes	Femmes
	%		
Trouble cognitif grave			
45 à 64 ans	1	1†	1
65 ans et plus	3	3	3
65 à 74 ans	1	2†	1†
75 à 84 ans	3	4†	3†
85 ans et plus	9†	7†	11†
Problème de dextérité			
45 à 64 ans	1	1	1
65 ans et plus	2	2	3
65 à 74 ans	2†	1†	--
75 à 84 ans	2	2††	2
85 ans et plus	5†	--	5†
Problème de mobilité (besoin de l'aide d'une autre personne)			
45 à 64 ans	1	1†	1†
65 ans et plus	5	3†	6
65 à 74 ans	2	1†	2
75 à 84 ans	7	5††	8
85 ans et plus	19	--	23
Trouble non corrigé de la vision			
45 à 64 ans	2	2	2
65 ans et plus	5	3	7
65 à 74 ans	3	2	4
75 à 84 ans	7	4†	9
85 ans et plus	15	12	18
Trouble non corrigé de l'ouïe			
45 à 64 ans	1	2	1
65 ans et plus	4	5	4
65 à 74 ans	3	4	2
75 à 84 ans	5	7	4
85 ans et plus	11†	9	11†

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

† Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %

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

-- Coefficient de variation trop élevé pour que l'estimation soit fiable.



Données

Des données sommaires sur la
santé produites récemment par
Statistique Canada

Rapport statistique sur la santé de la population canadienne, 1999

Un nouveau rapport sur la santé des Canadiens est maintenant disponible. Le *Rapport statistique sur la santé de la population canadienne* tire la majeure partie de ses renseignements de l'Enquête nationale sur la santé de la population ainsi que d'autres sources telles que l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes.

Le rapport se compose de deux sections. La section portant sur les déterminants de la santé traite des points suivants : les environnements sociaux, économiques et physiques, les services de santé, les ressources et les capacités d'adaptation personnelles, les connaissances sur la santé et les habitudes de vie. Une deuxième section, intitulée «État de santé», traite d'autres aspects : le bien-être individuel, la santé et le fonctionnement globaux, les blessures, les maladies et autres problèmes de santé et les décès.

Déjà publié le 17 septembre 1999, Le *Rapport statistique sur la santé de la population canadienne, 1999* (n° 82-570-XIF au catalogue) est maintenant offert gratuitement dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca) sous les rubriques Produits et services, Publications téléchargeables (gratuites) et Santé. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Larry Swain au (613) 951-8569 (larry.swain@statcan.ca), Division des statistiques sur la santé. Les personnes qui désirent obtenir des exemplaires de ce rapport peuvent téléphoner au (613) 951-5995.

Incidence du cancer, 1995 (données complètes) et 1996, 1997 (données provisoires)

Les données sur l'incidence du cancer pour 1995 sont maintenant disponibles à l'échelle nationale. Un total de 117 054 nouveaux cas de cancer ont été diagnostiqués en 1995, ce qui représente une baisse de 1,4 % par rapport à l'année précédente. De ce nombre, 55 992 ont été diagnostiqués chez les femmes et 61 062 chez les hommes, en hausse de 1,0 % et en baisse de 3,6 % respectivement par rapport à 1994. La baisse quant à l'ensemble des cas est principalement attribuable à la diminution des cas de cancer de la prostate.

Les données provisoires sur l'incidence du cancer pour 1996 et 1997 sont aussi disponibles. Elles comprennent le nombre de nouveaux cas de cancer diagnostiqués déclaré par les registres du cancer de neuf provinces et de deux territoires en 1996, tandis que celles de 1997 proviennent des registres de six provinces et de deux territoires.

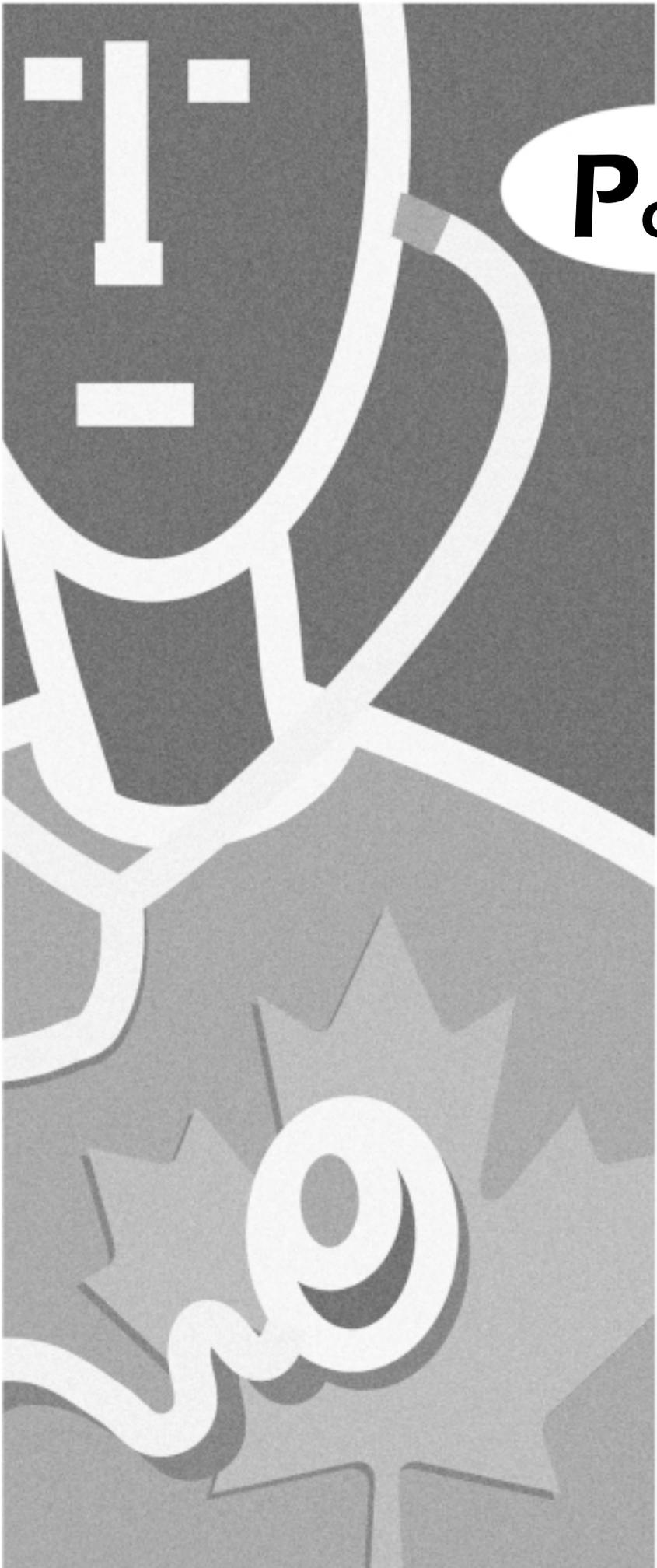
Les présentes données ont à l'origine été publiées dans *Le Quotidien* de Statistique Canada le jeudi 2 septembre 1999. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Judy Lee au (613) 951-1775 ou avec la Sous-section de la production de l'information au (613) 951-1746, Division des statistiques sur la santé.

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

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

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

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

The background of the page features a dark grey abstract graphic. On the left, there are stylized white outlines of human figures, possibly representing a family or a group of people. In the lower right, there is a large, stylized white gear or circular shape with a central hole, suggesting a connection to technology or data processing. The overall aesthetic is modern and technical.

Pour commander les publications

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



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

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

Ou visiter notre site Internet : www.statcan.ca

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix†		
			Canada	É.-U. (\$ US)	Autres pays (\$ US)
Rapports sur la santé · par année · l'exemplaire	82-003-XPB	Papier	116 \$ 35 \$	116 \$ 35 \$	116 \$ 35 \$
	82-003-XIF	Internet	87 \$ 26 \$	87 \$ 26 \$	87 \$ 26 \$
Aperçu des statistiques sur la santé (à venir le 3 décembre)	82F0075XCB	CD-ROM	100 \$	100 \$	100 \$
Rapport statistique sur la santé de la population canadienne	82-570-XIF	Internet	gratuit	gratuit	gratuit
Statistiques sur la santé · Catalogue des produits et services	82F0058XIF	Internet	gratuit	gratuit	gratuit
Indicateurs sur la santé (remplacé par l'Aperçu des statistiques sur la santé)	82-221-XCB	CD-ROM	100 \$	100 \$	100 \$
Naissances					
Naissances et décès‡	84-210-XPB	Papier	35 \$	35 \$	35 \$
	84-210-XMB	Microfiche	25 \$	25 \$	25 \$
	84-210-XIB	Internet	26 \$	26 \$	26 \$
Santé périnatale : grossesse et taux, Canada, de 1974 à 1993	82-568-XPB	Papier	32 \$	39 \$	45 \$
Statistiques choisies sur la natalité et la fécondité, Canada, de 1921 à 1991	82-553-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001-XPB	Papier	30 \$	30 \$	30 \$
Recueil des statistiques de l'état civil	84-214-XPB	Papier	45 \$	45 \$	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$	33 \$	33 \$
Étude de validation d'un couplage d'enregistrements de naissance et de décès infantile au Canada	84F0013XIF	Internet	gratuit	gratuit	gratuit
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 suspendue (numéros antérieurs disponibles jusqu'à l'année de référence 1995).

§ Ne paraît plus (numéros antérieurs disponibles jusqu'à l'année de référence 1991).

†† Ne paraît plus (numéros antérieurs disponibles jusqu'à l'année de référence 1993-1994).

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix†		
			Canada	É.-U. (\$ US)	Autres pays (\$ US)
Décès					
Causes de décès‡	84-208-XPB	Papier	62 \$	62 \$	62 \$
Causes principales de décès‡	84-503-XPB	Papier	30 \$	30 \$	30 \$
Naissances et décès‡	84-210-XPB	Papier	35 \$	42 \$	49 \$
	84-210-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
	84-210-XIB	Internet	26 \$	26 \$	26 \$
Mortalité : Liste sommaire des causes‡	84-209-XPB	Papier	31 \$	31 \$	31 \$
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001-XPB	Papier	30 \$	30 \$	30 \$
Statistiques choisies sur la mortalité, Canada, de 1921 à 1990	82-548-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Statistiques choisies sur la mortalité infantile et statistiques connexes, Canada, de 1921 à 1990	82-549-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Recueil des statistiques de l'état civil	84-214-XPB	Papier	45 \$	45 \$	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$	33 \$	33 \$
Étude de validation d'un couplage d'enregistrements de naissance et de décès infantile au Canada	84F0013XIF	Internet	gratuit	gratuit	gratuit
Divorce					
Divorces‡	84-213-XPB	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
	84-213-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
Recueil des statistiques de l'état civil	84-214-XPB	Papier	45 \$	45 \$	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$	33 \$	33 \$
Maladies cardiovasculaires					
Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada	82F0076XIF	Internet	gratuit	gratuit	gratuit
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 \$

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

‡ Publication suspendue (numéros antérieurs disponibles jusqu'à l'année de référence 1995).

§ Ne paraît plus (numéros antérieurs disponibles jusqu'à l'année de référence 1991).

†† Ne paraît plus (numéros antérieurs disponibles jusqu'à l'année de référence 1993-1994).

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix [†]		
			Canada	É.-U. (\$ US)	Autres pays (\$ US)
Mariage					
Mariages [‡]	84-212-XPB	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
	84-212-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
Certains renseignements sur les mariages contractés, de 1921 à 1990	82-552-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Le déclin du mariage au Canada de 1981 à 1991	84-536-XPB	Papier	36 \$	44 \$	
Recueil des statistiques de l'état civil	84-214-XPB	Papier	45 \$	45 \$	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$	33 \$	33 \$
Hygiène mentale					
La statistique de l'hygiène mentale ^{††}	83-245-XPB	Papier	15 \$	18 \$	21 \$
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 \$
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées Enquête nationale sur la santé de la population 1996-97 - Composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$	50 \$	50 \$
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées Enquête nationale sur la santé de la population 1996-97 - Établissements de soins de santé	82M0010GPF	Papier	25 \$	25 \$	25 \$
Renseignements sur l'Enquête nationale sur la santé de la population	82F0068XIF	Internet	gratuit	gratuit	gratuit
Personnel infirmier					
Personnel infirmier au Canada, 1995 : infirmier(ère)s autorisé(e)s [‡]	83-243-XPB	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
	83-243-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
Maladies et lésions professionnelles					
Dépistage des maladies et lésions professionnelles au Canada (à venir au début décembre)	84-546-XCB	CD-ROM	500 \$	500 \$	500 \$
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 \$

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

[‡] Publication suspendue (numéros antérieurs disponibles jusqu'à l'année de référence 1995).

[§] Ne paraît plus (numéros antérieurs disponibles jusqu'à l'année de référence 1991).

^{††} Ne paraît plus (numéros antérieurs disponibles jusqu'à l'année de référence 1993-1994).

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix†		
			Canada	É.-U. (\$ US)	Autres pays (\$ US)



La Division des statistiques sur la santé prépare les tableaux standards suivants, à partir de l'année de référence 1996.

Causes de décès	84F0208XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes	84F0209XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$
Naissances et décès	84F0210XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$
Mariages	84F0212XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$
Divorces	84F0213XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$
Causes principales de décès	84F0503XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$

Les demandes de tableaux standards 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



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 Beyond 20/20				
	Fichier santé seulement, fichier texte ASCII	82F0001XCB 82F0001XDB	CD-ROM Disquette	800 \$ 650 \$	800 \$ 650 \$
Établissements de soins de santé	Fichier texte ASCII	82M0010XDB	Disquette	250 \$	250 \$
Tableaux personnalisés	Ménages	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	Ménages - données transversales Browser Beyond 20/20 - Fichier de santé seulement, fichier texte ASCII	82M0009XCB	CD-ROM	2 000 \$	2 000 \$
Établissements de soins de santé††	Établissements de soins de santé - données transversales, fichier texte ASCII	82M0010XCB	CD-ROM	295 \$	295 \$
Les clients qui achètent la composante ménage des fichiers de microdonnées 1996-97, recevront gratuitement la composante des établissements					
Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée		
	Établissements de soins de santé	82C0015			
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 le 17 janvier 2000.