



N° 82-003-XIF au catalogue

Rapports sur la santé

Vol. 14, n° 2

- Maladie liée au tabac
- Assurance-médicaments
- Revenu selon le quartier et santé



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-1746).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

| | |
|--|-----------------------------|
| Service national de renseignements | 1 800 263-1136 |
| Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1 800 363-7629 |
| Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt | 1 800 700-1033 |
| Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt | 1 800 889-9734 |
| Renseignements par courriel | infostats@statcan.ca |
| Site Web | www.statcan.ca |

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Le produit n° 82-003-XPF au catalogue est publié trimestriellement en version imprimée standard et est offert au prix de 20 \$ CA l'exemplaire et de 58 \$ CA pour un abonnement annuel. Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

| | Exemplaire | Abonnement annuel |
|--------------------|-------------------|--------------------------|
| États-Unis | 6 \$ CA | 24 \$ CA |
| Autres pays | 10 \$ CA | 40 \$ CA |

Ce produit est aussi disponible sous forme électronique dans le site Web de Statistique Canada, sous le n° 82-003-XIF au catalogue, et est offert au prix de 15 \$ CA l'exemplaire et de 44 \$ CA pour un abonnement annuel. Les utilisateurs peuvent obtenir des exemplaires ou s'abonner en visitant notre site Web à www.statcan.ca et en choisissant la rubrique « Produits et services ».

Les prix ne comprennent pas les taxes de vente.

La version imprimée peut être commandée par

- Téléphone (Canada et États-Unis) **1 800 267-6677**
- Télécopieur (Canada et États-Unis) **1 877 287-4369**
- Courriel **order@statcan.ca**
- Poste
Statistique Canada
Division de la diffusion
Gestion de la circulation
120, avenue Parkdale
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne au bureau régional de Statistique Canada le plus près de votre localité ou auprès des agents et libraires autorisés.

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

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136.



Statistique Canada
Division de la statistique de la santé

Rapports sur la santé

Volume 14, numéro 2

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2003

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.

Février 2003

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 14, n° 2
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 14, n° 2
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

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

SIGNES CONVENTIONNELS

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

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

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



Au sujet de Rapports sur la santé

Rédacteur en chef
Claude Graziadei

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
Geoff Rowe
Eugene Vayda

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

Rapports sur la santé contient 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 de la statistique de 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 de la statistique de la santé, Statistique Canada, 18^e étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-8374. Courrier électronique : healthreports@statcan.ca. Télécopieur : (613) 951-0792.

Demandes de réimpression

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

Version électronique

Rapports sur la santé est une publication offerte aussi 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 Web de Statistique Canada, de les télécharger et de les consulter avec l'aide d'Adobe Acrobat Reader. Pour commander un numéro récent de *Rapports sur la santé*, visitez notre site à l'adresse www.statcan.ca. Choisissez « Français » à la page d'accueil, puis « Nos produits et services » à la page suivante. Choisissez ensuite « Publications payantes (\$) »; vous trouverez *Rapports sur la santé*, n° 82-003-XIF au catalogue, à la rubrique « Santé ».

Recommandation concernant les citations

La publication *Rapports sur la santé* est inscrite au catalogue de Statistique Canada sous un numéro unique : 82-003-XPF 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 publication en bibliothèque, que cela se fasse manuellement ou électroniquement. Ainsi, nous demandons que les auteurs qui citent un article de *Rapports sur la santé* dans d'autres documents publiés incluent le numéro au catalogue dans la citation.

Exemple :

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

Travaux de recherche

Âge au moment du diagnostic d'une maladie liée à l'usage du tabac 9

Les personnes qui ont commencé à fumer quotidiennement à l'adolescence courent un plus grand risque d'être atteintes de bronchopneumopathie chronique obstructive, de maladie cardiaque ou de polyarthrite rhumatoïde, et ce, même en tenant compte du revenu du ménage, du niveau de scolarité et du nombre de cigarettes fumées par jour.

Jiajian Chen

Faible revenu, inégalité du revenu et santé selon les quartiers à Toronto 21

Dans la région métropolitaine de recensement de Toronto, l'autoévaluation de la santé est liée de façon significative au faible revenu et à l'inégalité du revenu selon les quartiers, et ce, même en prenant en considération le statut de faible revenu des personnes et plusieurs autres caractéristiques. Un tel lien n'a toutefois pu être observé lorsqu'on tient compte du nombre de problèmes de santé chroniques et du niveau de détresse des personnes.

Feng Hou et Jiajian Chen

Validité de l'autodéclaration en matière d'assurance-médicaments 37

L'autodéclaration de la couverture par une assurance-médicaments semble donner lieu à une sous-déclaration appréciable d'un tel avantage, notamment chez les personnes âgées et chez les bénéficiaires de l'aide sociale, lesquelles sont d'emblée admissibles à un régime provincial d'assurance-médicaments.

Paul Grootendorst, Edward C. Newman et Mitchell A.H. Levine



Données disponibles

| | |
|--|----|
| Indicateurs de la santé, 2002(2) | 55 |
| Indicateurs de la santé comparables, 2002 | 55 |
| Incidence du cancer, 2000 | 55 |
| Naissances, 2000 | 55 |
| Divorces, 1999 et 2000 | 56 |
| Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997 | 56 |

Pour commander les publications

..... 59

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

The graphic features a dark background with white and light gray stylized elements. At the top left, a stylized human head is shown in profile, with a vertical line for a nose and two small squares for eyes. Below this, a large, thick white line forms a curved shape, possibly representing a neck or a stylized letter. In the lower half, a large, stylized white letter 'e' is prominent, set against a background of a gear-like pattern. The overall style is modern and minimalist.

Travaux de recherche

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

Âge au moment du diagnostic d'une maladie liée à l'usage du tabac

Résumé

Objectifs

La présente étude porte sur le lien entre l'âge auquel débute l'usage quotidien du tabac et celui auquel sont diagnostiquées la bronchopneumopathie chronique obstructive (BPCO), la maladie cardiaque et la polyarthrite rhumatoïde.

Source des données

Les données proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001. L'échantillon compte 34 144 personnes de 35 à 64 ans tirées de la population à domicile des provinces et des territoires.

Techniques d'analyse

L'incidence cumulative des maladies liées à l'usage du tabac est déterminée par la méthode des tables de mortalité. Le risque relatif d'être atteint d'une maladie selon l'âge auquel a débuté l'usage quotidien du tabac est calculé au moyen de modèles de régression à risques proportionnels de Cox.

Principaux résultats

Tant chez les hommes que chez les femmes, le diagnostic de la BPCO, d'une maladie cardiaque ou de la polyarthrite rhumatoïde est d'autant plus précoce que la personne était jeune lorsqu'elle a commencé à fumer quotidiennement. Même si l'on tient compte de l'effet du niveau de scolarité, du revenu du ménage et du nombre de cigarettes fumées par jour, les personnes qui fument depuis l'adolescence courent un plus grand risque de manifester l'une ou l'autre des maladies susmentionnées que celles qui n'ont jamais fumé. En ce qui concerne la BPCO, les femmes semblent plus vulnérables que les hommes aux effets du tabac.

Mots-clés

Bronchopneumopathie chronique obstructive, maladie cardiaque, polyarthrite rhumatoïde, comportement à l'adolescence.

Auteur

Jiajian Chen (808-944-7426), auparavant membre de la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, travaille pour le East-West Centre à Honolulu, Hawaï.

Jiajian Chen

La consommation de cigarettes représente la principale cause évitable de maladie débilitante et de décès prématuré¹. L'usage du tabac commence habituellement à l'adolescence ou au début de l'âge adulte, mais les maladies et les décès qui y sont associés ne surviennent en général que beaucoup plus tard dans la vie². Toutefois, il semble qu'un lien pourrait exister entre l'âge auquel débute l'usage du tabac et celui auquel sont diagnostiquées ces maladies³. Plus précisément, la manifestation de certains problèmes de santé serait d'autant plus précoce que l'usage du tabac a commencé tôt.

Le présent article se fonde sur des données tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001. Ces données servent à évaluer la relation entre l'âge auquel a débuté l'usage quotidien de la cigarette et celui auquel trois maladies ont été diagnostiquées, c'est-à-dire la bronchopneumopathie chronique obstructive (BPCO), la maladie cardiaque et la polyarthrite rhumatoïde (voir *Méthodologie, Définitions* et *Limites*). L'analyse permet de comparer les personnes de 35 à 64 ans qui fument tous les jours à leurs homologues qui n'ont jamais fumé. Les

Méthodologie

Source des données

Les données analysées sont celles du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisée en 2000-2001 par Statistique Canada. La collecte des données de ce cycle a débuté en septembre 2000 et s'est étalée sur 14 mois. La population cible de l'ESCC comprend les personnes de 12 ans et plus vivant à domicile dans les 10 provinces et les 3 territoires, sauf les habitants des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées.

La principale base de sondage utilisée pour l'ESCC est la base aréolaire conçue pour l'Enquête sur la population active. Les logements ont été sélectionnés dans la base aréolaire selon un plan d'échantillonnage en grappes stratifié à plusieurs degrés. La liste des logements a d'abord été dressée, puis on a tiré un échantillon de logements d'après cette liste. La majorité (83 %) des ménages ainsi échantillonnés ont été sélectionnés à partir de la base aréolaire et des personnes ont été sélectionnées au hasard dans les ménages échantillonnés en vue de participer à une interview sur place. Dans certaines régions socio-sanitaires, une base de sondage à composition aléatoire (CA) et(ou) un échantillonnage sur liste de numéros de téléphone ont aussi été utilisés. Les personnes sélectionnées d'après les numéros de téléphone, qui représentent les 17 % complémentaires de l'échantillon visé, ont été interviewées par téléphone.

Dans environ 82 % des ménages échantillonnés à partir de la base aréolaire, une personne de 12 ans et plus a été sélectionnée au hasard; dans les autres ménages, deux personnes de 12 ans et plus ont ainsi été sélectionnées. Dans les ménages échantillonnés à partir des numéros de téléphone, seule une personne de 12 ans et plus a été sélectionnée au hasard. Le taux de réponse était de 84,7 %. La taille de l'échantillon de personnes qui ont participé au cycle 1.1 est de 131 535. Au total, 6,6 % des interviews ont été réalisées par procuration⁴.

Techniques d'analyse

L'analyse porte sur trois maladies : la bronchopneumopathie chronique obstructive (BPCO), la maladie cardiaque et la polyarthrite rhumatoïde. L'incidence de chacune a été calculée chez les personnes de 35 à 64 ans (au moment de l'enquête) chez lesquelles la maladie en question n'avait pas été diagnostiquée à l'âge de 25 ans. Trois groupes ont été comparés : les personnes fumant quotidiennement qui avaient commencé à le faire entre 13 et 17 ans,

les personnes fumant quotidiennement qui avaient commencé à le faire entre 18 et 22 ans et les personnes n'ayant jamais fumé.

La tranche d'âge de 35 à 64 ans a été choisie parce que la prévalence des trois maladies étudiées est faible chez les personnes plus jeunes, d'une part, et pour réduire le biais éventuellement dû à l'érosion de l'échantillon à la suite du décès ou du placement en établissement des personnes âgées, d'autre part. Les deux groupes d'âge auquel a commencé l'usage quotidien du tabac, c'est-à-dire de 13 à 17 ans et de 18 à 22 ans, ont été choisis parce qu'il s'agit de ceux où débute habituellement l'usage du tabac⁵.

L'analyse n'inclut pas les personnes qui avaient cessé de fumer quotidiennement depuis plus de cinq ans au moment de l'enquête (14 492), car pour ces dernières, la durée de l'usage du tabac était incertaine. De même, elle n'inclut pas les personnes ayant fumé à l'occasion au cours de leur vie (9 915), faute de renseignements suffisants sur le moment où elles ont commencé ou cessé de fumer occasionnellement. Un petit nombre de personnes (149) ont aussi été exclues car elles ont déclaré avoir commencé à fumer quotidiennement avant l'âge où elles ont déclaré avoir fumé leur première cigarette. Un échantillon de 34 144 personnes de 35 à 64 ans a été retenu pour l'analyse : 15 517 hommes et 18 627 femmes (tableau A en annexe).

L'application de la méthode des tables normalisées de mortalité a permis d'estimer rétrospectivement l'incidence cumulative du diagnostic de chacune des trois maladies (voir *Définitions*). Le calcul de l'incidence cumulative a été fait à l'aide de la procédure LIFETEST de SAS⁶. Les personnes chez lesquelles aucune des trois maladies n'avait été diagnostiquée ont été considérées comme étant censurées à l'âge auquel a eu lieu l'entrevue.

Les modèles de régression à risques proportionnels de Cox⁷ ont servi à estimer le rapport des risques instantanés (*hazard ratio*) que soit diagnostiquée chaque maladie étudiée d'après l'âge auquel a débuté l'usage du tabac. Le revenu du ménage, le niveau de scolarité et le nombre de cigarettes fumées par jour ont été inclus dans le modèle à titre de variables de contrôle. Les estimations ont été produites au moyen du module PHREG de SAS⁶. Comme les effets du tabac peuvent varier selon le sexe, des modèles distincts ont été utilisés pour les hommes et pour les femmes.

Toutes les analyses portent sur des données pondérées. Les erreurs-types des coefficients de régression ont été calculées selon la méthode *bootstrap* afin de tenir compte pleinement des poids d'échantillonnage et du plan de sondage complexe⁸.

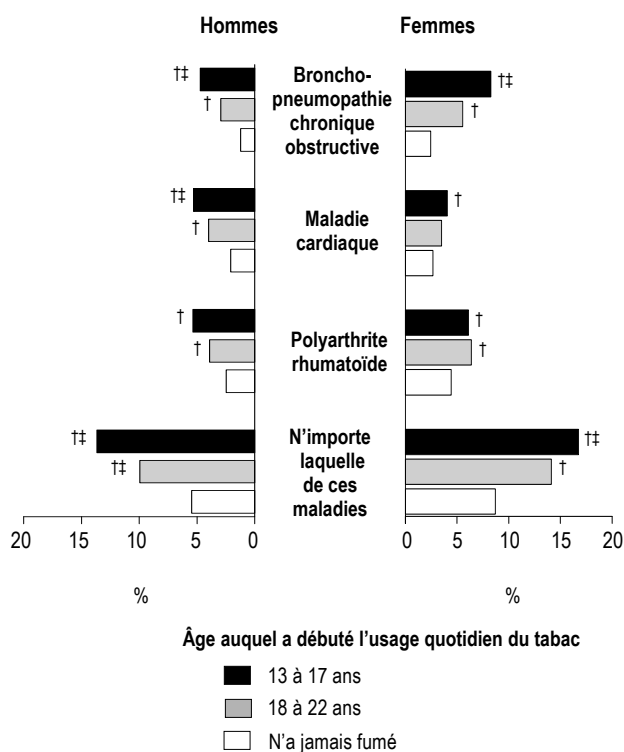
fumeurs sont répartis en deux groupes selon l'âge auquel ils ont commencé à fumer tous les jours, à savoir entre 13 et 17 ans (adolescence) et entre 18 et 22 ans (début de l'âge adulte).

Les études de la variation des effets de la consommation de cigarettes selon le sexe ne sont pas concluantes, mais, d'après certains travaux de recherche récents, les femmes seraient plus vulnérables que les hommes⁹⁻¹⁶. Par conséquent, les résultats sont présentés séparément pour les hommes et pour les femmes.

Usage précoce du tabac/forte prévalence de la maladie

En tout, des 15 517 hommes de 35 à 64 ans visés par l'analyse (échantillon qui représente environ 3,3 millions de personnes), 34 % fumaient

Graphique 1
Prévalence de certaines maladies liées à l'usage du tabac, selon le sexe et l'âge auquel a débuté l'usage quotidien du tabac, population à domicile de 35 à 64 ans, Canada, 2000-2001



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001
 † Valeur significativement différente de celle observée par la catégorie « N'a jamais fumé » ($p < 0,05$).
 ‡ Valeur significativement différente de celle observée pour les personnes qui ont commencé à fumer quotidiennement entre 18 et 22 ans ($p < 0,05$).

quotidiennement et avaient commencé à le faire entre 13 et 17 ans, tandis que 20 % fumaient quotidiennement et avaient commencé à le faire entre 18 et 22 ans; enfin, 46 % n'avaient jamais fumé. Pour les 18 627 femmes étudiées (représentant environ 3,7 millions de personnes), les proportions correspondantes sont 23 %, 18 % et 59 % (tableau A en annexe).

La prévalence de trois maladies liées au tabac témoigne des répercussions que peut avoir sur la santé le début précoce de l'usage quotidien du tabac. En 2000-2001, la prévalence de la bronchopneumopathie chronique obstructive (BPCO), de la maladie cardiaque et de la polyarthrite rhumatoïde parmi les personnes de 35 à 64 ans était nettement plus élevée chez les fumeurs que chez les personnes n'ayant jamais fumé et avait tendance à être plus forte chez les personnes qui fumaient quotidiennement depuis l'adolescence que chez les autres (graphique 1).

Les répercussions que peut avoir sur la santé l'usage du tabac à l'adolescence sont également manifestes si l'on examine l'incidence des maladies susmentionnées. Chez les personnes qui ne souffraient ni de BPCO, ni de maladie cardiaque ni de polyarthrite rhumatoïde à 25 ans, le diagnostic de ces maladies a tendance à être plus précoce chez celles qui ont commencé à fumer quotidiennement à l'adolescence que chez celles qui ne l'ont fait qu'au début de l'âge adulte ou qui n'ont jamais fumé.

Bronchopneumopathie chronique obstructive

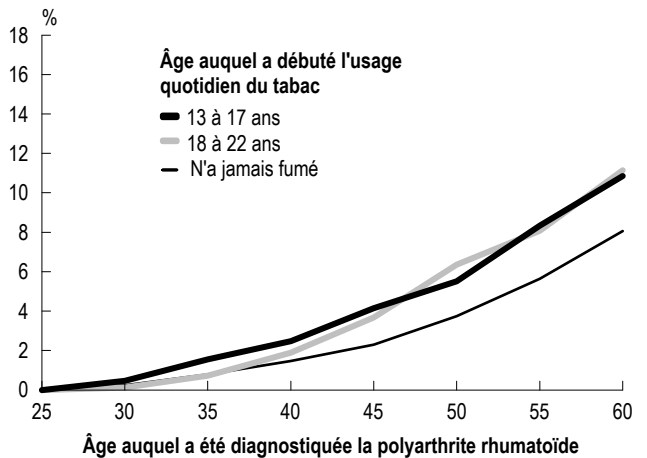
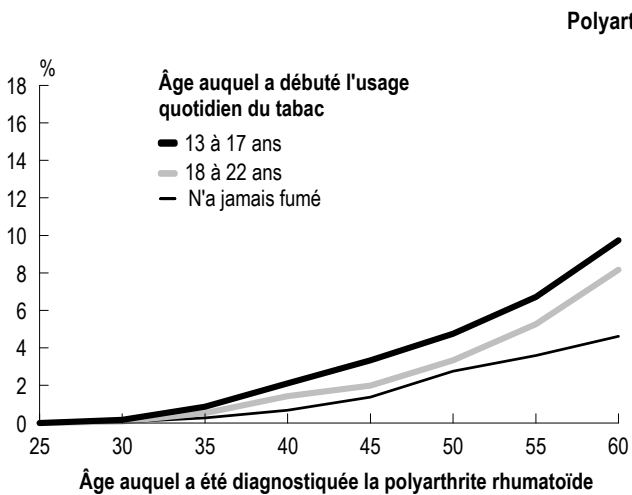
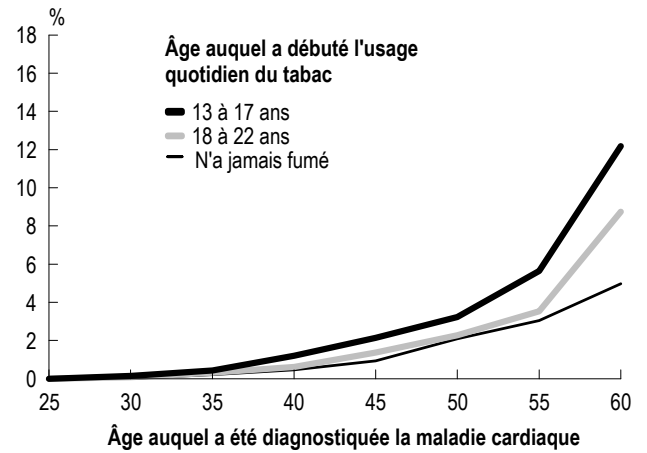
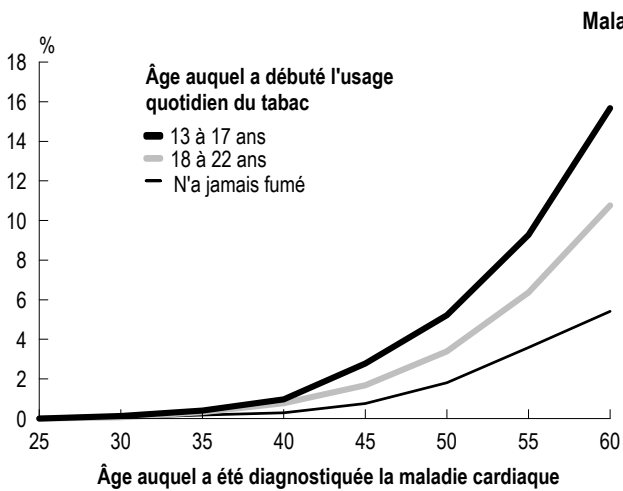
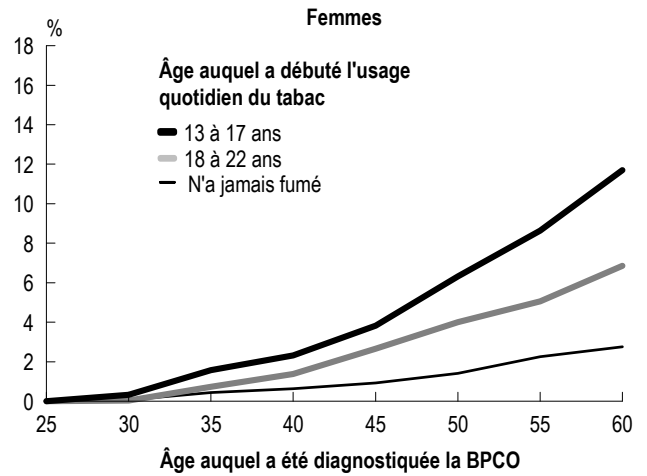
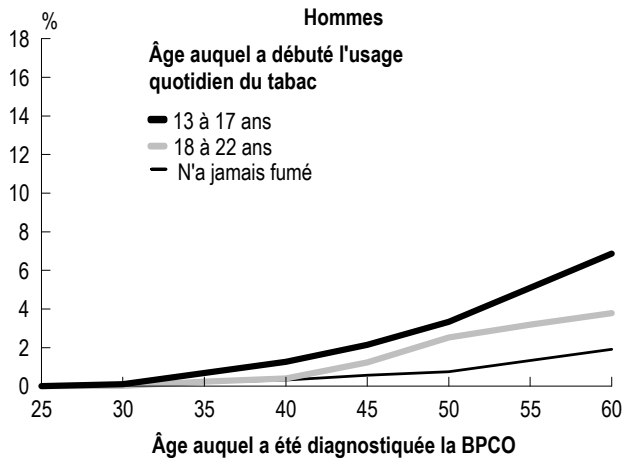
C'est durant la trentaine que la proportion de personnes souffrant de BPCO commence à varier en fonction des antécédents d'usage du tabac. À cet âge, l'incidence cumulative de la maladie était plus forte chez les fumeurs que chez les personnes n'ayant jamais fumé (graphique 2). En outre, chez les personnes qui fumaient, la prévalence du diagnostic de la maladie était plus forte pour celles qui le faisaient depuis l'adolescence que pour celles qui avaient commencé au début de l'âge adulte.

À l'âge de 60 ans, la BPCO avait été diagnostiquée chez 7 % des hommes et 12 % des femmes qui fumaient depuis l'adolescence. Chez ceux et celles

Graphique 2

Incidence cumulative de certaines maladies liées à l'usage du tabac, selon le sexe et l'âge auquel a débuté l'usage quotidien du tabac, population à domicile de 35 à 64 ans, Canada, 2000-2001

Bronchopneumopathie chronique obstructive (BPCO)



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001

qui avaient commencé au début de l'âge adulte, les taux étaient plus faibles, soit 4 % pour les hommes et 7 % pour les femmes. Par contre, à peine 2 % des hommes et 3 % des femmes qui n'avaient jamais fumé étaient atteints de BPCO à l'âge de 60 ans.

Naturellement, la différence observée à l'âge de 60 ans pourrait être due au fait que les personnes ayant commencé à fumer à l'adolescence fumaient quotidiennement depuis cinq ans de plus, en moyenne, que celles qui avaient commencé au début de l'âge adulte. Toutefois, l'incidence cumulative de la BPCO chez les personnes ayant commencé à fumer à l'adolescence excède de plus de la différence sur cinq ans celle observée pour les personnes qui ne fumaient que depuis le début de l'âge adulte. Ainsi, à l'âge de 55 ans, plus de 5 % des hommes qui fumaient depuis l'adolescence étaient atteints de BPCO, mais à l'âge de 60 ans, un écart persistait encore par rapport à ceux qui avaient commencé à fumer au début de l'âge adulte, puisque moins de 4 % de ceux-ci étaient atteints. La différence est comparable chez les femmes : à l'âge de 55 ans, 9 % des femmes ayant commencé à fumer à l'adolescence étaient atteintes de BPCO, tandis qu'à l'âge de 60 ans, le chiffre pour les femmes ayant commencé à fumer au début de l'âge adulte était de 7 %. Autrement dit, pour des durées d'usage du tabac comparables, les personnes qui commencent à fumer à l'adolescence courent un plus grand risque d'être atteintes de BPCO que celles qui ne commencent à fumer qu'au début de l'âge adulte.

À chaque âge, l'incidence cumulative de la BPCO est plus élevée chez les femmes que chez les hommes. Puisque les premières sont moins susceptibles que les seconds de fumer beaucoup, indépendamment de l'âge auquel elles ont commencé à fumer, la différence pourrait refléter une plus grande vulnérabilité¹⁷. En fait, comme en témoigne une étude antérieure, même chez les personnes n'ayant jamais fumé, une différence persiste entre l'incidence cumulative de la BPCO chez les hommes et chez les femmes, quoiqu'elle soit nettement moins importante.

Maladie cardiaque

L'incidence cumulative de la maladie cardiaque commence à diverger, en fonction des antécédents

d'usage du tabac, autour de l'âge de 40 ans. À 60 ans, 16 % des hommes et 12 % des femmes qui fumaient depuis l'adolescence étaient atteints d'une maladie cardiaque. Pour ceux ayant commencé à fumer au début de l'âge adulte, les chiffres correspondants sont 11 % et 9 %, respectivement, et pour les personnes n'ayant jamais fumé, 5 % pour les deux sexes.

Alors que l'incidence cumulative de la maladie cardiaque est plus faible chez les femmes que chez les hommes, son augmentation de 55 à 60 ans chez les personnes ayant commencé à fumer à l'adolescence est nettement plus prononcée chez les premières. Entre ces âges, la proportion de femmes cardiaques ayant commencé à fumer à l'adolescence a doublé, pour passer de 6 % à 12 %; durant la même tranche de vie, la proportion d'hommes cardiaques fumant depuis l'adolescence est passée de 9 % à environ 16 %.

Polyarthrite rhumatoïde

Le lien avec la consommation de cigarettes est moins bien établi pour la polyarthrite rhumatoïde qu'il ne l'est pour la BPCO ou la maladie cardiaque¹⁸⁻²⁵. Certains prétendent que l'usage de la cigarette pourrait avoir des effets biologiques directs sur la polyarthrite rhumatoïde parce qu'il fait augmenter la concentration sérique du facteur rhumatoïde et altère la fonction immunitaire dans le poumon^{18, 26-28}.

Selon les données de l'ESCC de 2000-2001, à 35 ans pour les hommes et à 40 ans pour les femmes, l'incidence cumulative de la polyarthrite rhumatoïde est plus forte chez les fumeurs que chez les non-fumeurs. À l'âge de 60 ans, chez les hommes, 10 % des fumeurs ayant commencé leur consommation de cigarettes à l'adolescence et 8 % de ceux ayant commencé leur consommation au début de l'âge adulte souffraient de polyarthrite rhumatoïde, comparativement à 5 % des non-fumeurs. Chez les femmes, l'incidence cumulative de la maladie observée pour les deux catégories de fumeuses converge autour de l'âge de 45 ans, et à 60 ans, elle atteint 11 %, alors que la proportion est de 8 % pour les personnes n'ayant jamais fumé.

Définitions

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de fournir des renseignements sur certains problèmes de santé chroniques diagnostiqués par un professionnel de la santé qui avaient duré ou qui étaient censés durer au moins six mois.

La définition clinique de la *bronchopneumopathie chronique obstructive* (BPCO) inclut la bronchite chronique, caractérisée par une toux persistante produisant des expectorations qui obstruent les voies aériennes, et l'emphysème avec obstruction des voies aériennes. L'emphysème résulte de l'élargissement pathologique permanent des minuscules sacs alvéolaires, ou alvéoles, des poumons et de la destruction de leur parois²⁹. On s'est servi des réponses à deux questions de l'ESCC pour déterminer si une personne était atteinte de BPCO. La première était « Souffrez-vous d'emphysème ou de bronchopneumopathie chronique obstructive? » et l'autre, « Êtes-vous atteint(e) de bronchite chronique? ». Pour les besoins de l'analyse, on a considéré comme étant atteintes de BPCO les personnes qui ont répondu affirmativement à au moins l'une des deux questions.

On a considéré comme souffrant d'une *maladie cardiaque* les personnes qui ont répondu affirmativement à la question : « Souffrez-vous d'une maladie cardiaque? ».

On a aussi demandé aux participants à l'enquête : « Souffrez-vous d'arthrite ou de rhumatisme, sauf la fibromyalgie? ». À ceux qui ont répondu affirmativement, on a demandé : « De quel genre d'arthrite souffrez-vous? ». Les réponses possibles étaient polyarthrite rhumatoïde, arthrose et autre. La présente analyse ne porte que sur les personnes qui ont dit souffrir de *polyarthrite rhumatoïde*.

Pour déterminer l'*âge au moment du diagnostic*, on a demandé aux personnes qui ont répondu affirmativement à l'une des questions concernant les problèmes de santé susmentionnés : « Quel âge aviez-vous quand ceci a été diagnostiqué pour la première fois? ».

On a demandé aux participants à l'enquête s'ils avaient fumé une centaine de cigarettes ou plus (environ quatre paquets) durant leur vie. On leur a aussi demandé : « Actuellement, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais? ». Aux personnes qui ont dit fumer tous les jours, on a demandé à quel âge elles avaient commencé à le faire. Aux personnes qui ont répondu qu'elles fumaient des cigarettes à l'occasion ou qu'elles n'en fumaient jamais, on a demandé : « Avez-vous déjà fumé des cigarettes tous les jours? ». Dans l'affirmative, on leur a demandé à quel âge elles avaient commencé à le faire et à quel moment elles avaient cessé

de fumer (il y a moins d'un an, il y a un à deux ans, il y a trois à cinq ans, il y a plus de cinq ans). Les fumeurs sélectionnés pour l'analyse sont ceux qui avaient commencé à fumer tous les jours entre 13 et 22 ans et qui avaient fumé au moins 100 cigarettes durant leur vie sur une période d'au moins sept années. Les personnes n'ayant jamais fumé sont celles qui ont déclaré ne l'avoir jamais fait.

L'*âge auquel a débuté l'usage quotidien du tabac* a été établi comme étant à l'adolescence (13 à 17 ans) ou au début de l'âge adulte (18 à 22 ans).

On a demandé aux personnes qui fumaient quotidiennement : « Actuellement, combien de cigarettes fumez-vous chaque jour? » Le *nombre de cigarettes fumées par jour* a été déterminé comme suit : 25 ou plus, ou moins de 25. En l'absence de renseignements sur la consommation de cigarettes au cours de la vie, on s'est servi du nombre de cigarettes fumées par jour déclaré lors de l'ESCC comme approximation du nombre de cigarettes fumées par jour avant la manifestation de la maladie.

Trois *niveaux de scolarité* ont été définis : pas de diplôme d'études secondaires; diplôme d'études secondaires ou études postsecondaires partielles; diplôme d'études postsecondaires. Comme la plupart des titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires obtiennent leur premier grade (diplôme, certificat ou baccalauréat) au début de la vingtaine, on a supposé que le plus haut niveau de scolarité utilisé pour les besoins de l'analyse avait été atteint avant l'âge de 25 ans.

On a défini les groupes de *revenu du ménage* au moment de l'enquête d'après le revenu total du ménage et le nombre de personnes qui comptait ce dernier :

| Groupe de revenu du ménage | Nombre de personnes dans le ménage | Revenu total du ménage |
|----------------------------|------------------------------------|------------------------|
| Faible | 1 à 4 | Moins de 10 000 \$ |
| | 5 ou plus | Moins de 15 000 \$ |
| Moyen-inférieur | 1 ou 2 | 10 000 \$ à 14 999 \$ |
| | 3 ou 4 | 10 000 \$ à 19 999 \$ |
| | 5 ou plus | 15 000 \$ à 29 999 \$ |
| Moyen-supérieur/ élevé | 1 à 4 | 15 000 \$ et plus |
| | 3 ou 4 | 20 000 \$ et plus |
| | 5 ou plus | 30 000 \$ et plus |

Au moins une

Évidemment, l'incidence cumulative des personnes atteintes d'au moins une des trois maladies est plus élevée chez les personnes qui ont commencé à fumer quotidiennement à l'adolescence. À l'âge de 60 ans, 32 % des hommes ayant commencé à fumer à l'adolescence souffraient de BPCO et(ou) d'une maladie cardiaque et(ou) de polyarthrite rhumatoïde; les chiffres correspondants sont 24 % pour ceux ayant commencé à fumer au début de l'âge adulte et 14 % pour ceux n'ayant jamais fumé. Chez les femmes, les proportions sont encore plus élevées : 41 %, 29 % et 17 %, respectivement.

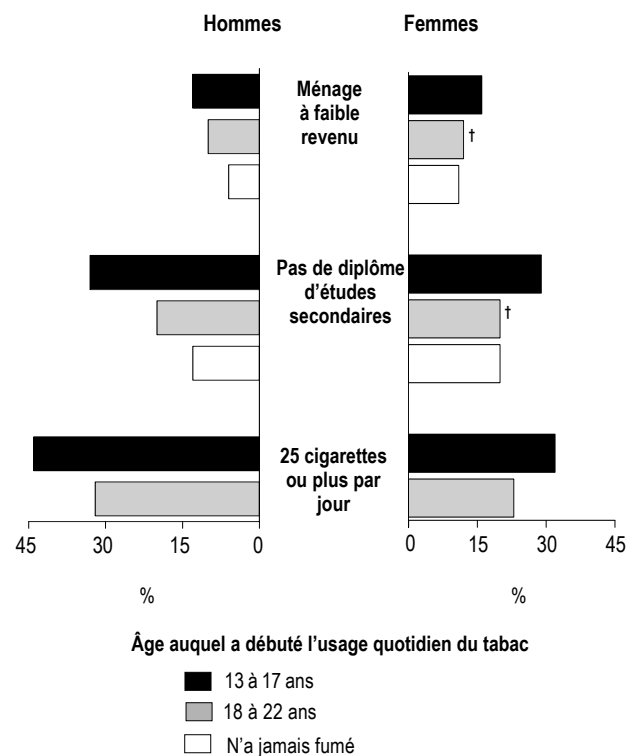
Le lien persiste en dépit de l'effet d'autres facteurs

Les maladies liées à l'usage du tabac tiennent souvent aussi de façon viscérale au contexte socioéconomique³⁰. Par conséquent, l'âge auquel une personne commence à fumer tous les jours n'est vraisemblablement pas le seul facteur de la manifestation éventuelle d'une maladie chronique. Selon les données de l'ESCC, les fumeurs, particulièrement ceux qui fument tous les jours depuis l'adolescence, ont tendance à avoir fait moins d'études que les personnes qui n'ont jamais fumé et sont plus susceptibles d'appartenir à un ménage à faible revenu (graphique 3). En outre, la consommation de cigarettes a tendance à être plus forte chez les personnes qui fument depuis l'adolescence que chez celles qui ne le font que depuis le début de l'âge adulte. Donc, pour évaluer la relation temporelle entre l'usage du tabac et l'incidence de la maladie, il est nécessaire de tenir compte du revenu, du niveau de scolarité et de la consommation quotidienne de cigarettes. Dans le cas présent, le revenu du ménage et le niveau de scolarité tels que déclarés en 2000-2001 servent d'approximation de ces facteurs durant les années où la consommation quotidienne de cigarettes a débuté (voir *Limites*). Enfin, on se sert du nombre de cigarettes fumées par jour en 2000-2001 comme approximation de la consommation de cigarettes avant le diagnostic d'une maladie liée à l'usage du tabac.

Même en tenant compte du revenu du ménage, du niveau de scolarité et du nombre de cigarettes fumées par jour, le risque d'être atteint de BPCO est trois fois plus élevé chez les personnes qui ont commencé à fumer à l'adolescence que chez celles qui n'ont jamais fumé; pour celles qui ont commencé à fumer au début de l'âge adulte, le risque est environ deux fois plus élevé (tableau 1). De surcroît, chez les femmes, le risque de diagnostiquer une BPCO est significativement plus élevé pour celles qui ont commencé à fumer à l'adolescence que pour celles qui l'ont fait au début de l'âge adulte.

Le lien entre le début précoce de l'usage du tabac et la maladie cardiaque est similaire. Le risque que

Graphique 3
Prévalence des personnes dont le revenu du ménage est faible, des personnes dont le niveau de scolarité est faible et des grands fumeurs, selon le sexe et l'âge auquel a débuté l'usage quotidien du tabac, population à domicile de 35 à 64 ans, Canada, 2000-2001



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001
 † Toutes les différences entre les groupes sont statistiquement significatives (p < 0,05) sauf pour ce groupe comparativement à celui des personnes « n'ayant jamais fumé ». Les tests de signification ont été corrigés pour tenir compte des comparaisons multiples.

Limites

Les données sur l'existence de problèmes de santé chroniques provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) sont autodéclarées. Aucune source indépendante n'a vérifié si les personnes qui ont déclaré que l'on avait posé chez elles le diagnostic de bronchite chronique, d'emphysème ou de bronchopneumopathie obstructive chronique, de maladie cardiaque ou de polyarthrite rhumatoïde souffraient effectivement de ces maladies. En outre, ces termes généraux n'indiquent ni la nature précise ni la gravité de ces affections. Par exemple, la cigarette est un facteur de risque important de maladie coronarienne³¹, mais la question de l'ESCC fait allusion à la « maladie cardiaque », qui inclut les cardiopathies non coronariennes, dont on ne connaît pas le lien avec l'usage du tabac. Par conséquent, les effets nocifs de l'usage du tabac sur la santé cardiaque pourraient être sous-estimés dans la présente analyse.

D'autre part, la prévalence de la polyarthrite rhumatoïde pourrait être surestimée. En effet, d'après les données de l'ESCC, la proportion de personnes touchées est élevée comparativement à la proportion établie selon d'autres sources^{32,33}. Un manque de connaissances des participants quant à la distinction entre la polyarthrite et l'arthrose pourrait, dans une certaine mesure, être à l'origine de cette différence.

La question centrale — « Quel âge aviez-vous quand ceci a été diagnostiqué pour la première fois? » — peut donner lieu à une erreur de remémoration. L'âge au moment du diagnostic pourrait aussi varier en fonction du moment où la personne a pris conscience de la maladie, de celui où elle a été prête à consulter un médecin et de l'exactitude du diagnostic. L'âge auquel a débuté la consommation quotidienne de cigarettes peut aussi donner lieu à une erreur de remémoration et, qui plus est, peut dépendre de l'hésitation à admettre un comportement socialement indésirable, quoique l'on considère généralement les données autodéclarées sur l'usage du tabac comme étant assez valides³⁴.

De même, l'âge auquel a été diagnostiqué une maladie peut dépendre de l'accès aux services médicaux. Une étude antérieure a montré qu'une proportion assez forte de membres du groupe des ménages à faible revenu déclarent des besoins non satisfaits de services de santé dus à des problèmes d'accès à ces services (coût ou transport)³⁵. Comme une proportion comparativement importante de fumeurs, particulièrement ceux qui ont commencé à fumer quotidiennement à l'adolescence, vivent dans un ménage à faible revenu, les maladies visées par l'étude pourraient avoir tendance à être diagnostiquées tardivement, voire ne pas l'être du tout. Par conséquent, les effets de l'usage du tabac sur l'incidence de la BPCO, de la maladie cardiaque et de la polyarthrite rhumatoïde pourraient avoir été sous-estimés.

Limiter l'analyse aux personnes qui, à l'âge de 25 ans, n'étaient atteintes d'aucune des trois maladies étudiées a eu pour conséquence d'exclure les personnes les plus susceptibles d'en être atteintes, particulièrement dans le cas des fumeurs précoces. Par exemple, 220 participants à l'enquête qui ont commencé à fumer

quotidiennement à l'adolescence et 106 qui ont commencé à le faire au début de l'âge adulte ont déclaré qu'on avait diagnostiqué chez eux la BPCO lorsqu'ils avaient moins de 25 ans; par contre, 61 personnes n'ayant jamais fumé étaient dans la même situation. Les pourcentages pondérés sont 2,0 %, 1,3 % et 0,3 %, respectivement. Pour la maladie cardiaque, les proportions correspondantes sont 0,5 % (n=61), 0,5 % (n=23) et 0,2 % (n=37), et pour la polyarthrite rhumatoïde, 1,2 % (n=125), 0,8 % (n=64) et 0,4 % (n=84). Par conséquent, l'association entre l'usage précoce du tabac et l'incidence de ces maladies pourrait être sous-estimée.

Même si l'analyse n'inclut pas les personnes âgées, la possibilité d'un biais dû à l'érosion de l'échantillon persiste, car les personnes les plus susceptibles d'être atteintes des trois maladies étudiées pourraient être décédées ou avoir été placées en établissement de santé.

Les résultats pourraient être entachés d'une certaine erreur de mesure, car les personnes en mauvaise santé peuvent être plus enclines que les autres à déclarer souffrir de plusieurs problèmes de santé. Cependant, la comorbidité est assez faible pour les trois maladies étudiées. Par exemple, la prévalence de l'existence d'au moins une de ces trois maladies est de 13,6 % pour les personnes fumant depuis l'adolescence, de 11,4 % pour celles ayant commencé au début de l'âge adulte et de 7,3 % pour celles n'ayant jamais fumé, mais la prévalence correspondante d'une comorbidité (c'est-à-dire la coexistence d'au moins deux de ces maladies) est à peine de 1,5 %, 1,1 % et 0,7 %, respectivement.

Les causes des maladies liées à l'usage du tabac sont multiples, englobant à la fois des facteurs génétiques et environnementaux^{4,28,36}. Cependant, la présente analyse ne comporte qu'un nombre assez faible de variables de contrôle, à cause du risque d'erreur de mesure associé à leur variation temporelle. Plus précisément, les valeurs des variables de niveau de scolarité, de revenu du ménage et de nombre de cigarettes consommées par jour sont celles déterminées lors de l'entrevue de l'ESCC, mais elles sont utilisées comme approximation du niveau de scolarité, du revenu et de la consommation de cigarettes avant l'éclosion de la maladie liée à l'usage du tabac. Comme la situation de certains participants à l'enquête pourrait avoir changé avec le temps, les effets de ces variables de contrôle ne sont pas soulignés.

L'âge des personnes visées par l'analyse couvre un intervalle de 30 ans (personnes âgées de 35 à 64 ans). Au cours des trois dernières décennies, la prévalence de l'usage du tabac a diminué. En outre, le risque de BPCO, de maladie cardiaque et de polyarthrite rhumatoïde augmente avec l'âge. Par conséquent, il se pourrait que les personnes n'ayant jamais fumé soient plus jeunes et que le risque que l'on diagnostique chez elles les maladies étudiées soit plus faible. Néanmoins, même si l'on répartit l'échantillon en deux groupes d'âge-sexe (35 à 49 ans et 50 à 64 ans), les courbes de l'incidence estimative selon l'âge au moment du début de l'usage quotidien du tabac persistent pour les trois maladies (données non présentées).

l'on diagnostique une maladie cardiaque est environ deux fois plus élevé chez les personnes qui fument depuis l'adolescence que chez celles qui n'ont jamais fumé. Chez les hommes, mais non chez les femmes, le risque est également significativement plus élevé chez les fumeurs qui ont commencé au début de l'âge adulte que chez les personnes qui n'ont jamais fumé. Qui plus est, les hommes qui fument depuis l'adolescence courent un risque de maladie cardiaque

significativement plus grand que ceux qui ont commencé au début de l'âge adulte.

Le risque d'être atteint de polyarthrite rhumatoïde est significativement plus élevé chez les fumeurs que chez les personnes qui n'ont jamais fumé. Toutefois, il n'y a aucune différence significative entre les personnes qui ont commencé à fumer à l'adolescence et celles qui ne l'ont fait qu'à l'âge adulte.

Tableau 1

Rapports des risques instantanés pour le diagnostic de certaines maladies liées à l'usage du tabac, selon le sexe et l'âge auquel a débuté l'usage quotidien du tabac, population à domicile de 35 à 64 ans, Canada, 2000-2001

| Âge auquel a débuté l'usage quotidien du tabac | Bronchopneumopathie chronique obstructive | | Maladie cardiaque | | Polyarthrite rhumatoïde | | N'importe laquelle de ces maladies | |
|---|---|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|------------------------------------|---------------------------------|
| | Rapport des risques instantanés | Intervalle de confiance de 95 % | Rapport des risques instantanés | Intervalle de confiance de 95 % | Rapport des risques instantanés | Intervalle de confiance de 95 % | Rapport des risques instantanés | Intervalle de confiance de 95 % |
| Modèle 1 (non corrigé) | | | | | | | | |
| Hommes | | | | | | | | |
| 13 à 17 ans | 4,22 [§] | 2,45-7,27 | 2,84 [§] | 2,12-3,81 | 2,22 [§] | 1,70-2,88 | 2,65 [§] | 2,23-3,15 |
| 18 à 22 ans | 2,51 [†] | 1,34-4,71 | 1,90 [†] | 1,33-2,72 | 1,58 [†] | 1,11-2,26 | 1,82 [†] | 1,47-2,26 |
| N'a jamais fumé [†] | 1,00 | ... | 1,00 | ... | 1,00 | ... | 1,00 | ... |
| Femmes | | | | | | | | |
| 13 à 17 ans | 4,30 [§] | 3,19-5,79 | 2,12 [§] | 1,55-2,89 | 1,54 [†] | 1,26-1,89 | 2,59 [§] | 2,27-2,95 |
| 18 à 22 ans | 2,60 [†] | 1,87-3,62 | 1,40 | 0,99-1,99 | 1,46 [†] | 1,16-1,84 | 1,75 [†] | 1,50-2,04 |
| N'a jamais fumé [†] | 1,00 | ... | 1,00 | ... | 1,00 | ... | 1,00 | ... |
| Modèle 2 (Corrigé pour le revenu du ménage et le niveau de scolarité) | | | | | | | | |
| Hommes | | | | | | | | |
| 13 à 17 ans | 3,66 [†] | 2,09-6,40 | 2,71 [§] | 2,02-3,64 | 2,04 [†] | 1,54-2,70 | 2,50 [§] | 2,09-3,00 |
| 18 à 22 ans | 2,43 [†] | 1,26-4,69 | 1,82 [†] | 1,26-2,63 | 1,53 [†] | 1,06-2,22 | 1,76 [†] | 1,41-2,20 |
| N'a jamais fumé [†] | 1,00 | ... | 1,00 | ... | 1,00 | ... | 1,00 | ... |
| Femmes | | | | | | | | |
| 13 à 17 ans | 3,60 [§] | 2,66-4,86 | 1,84 [§] | 1,35-2,51 | 1,47 [†] | 1,19-1,81 | 2,38 [§] | 2,08-2,72 |
| 18 à 22 ans | 2,56 [†] | 1,84-3,57 | 1,31 | 0,92-1,86 | 1,41 [†] | 1,11-1,78 | 1,71 [†] | 1,47-2,00 |
| N'a jamais fumé [†] | 1,00 | ... | 1,00 | ... | 1,00 | ... | 1,00 | ... |
| Modèle 3 (Corrigé pour le revenu du ménage, le niveau de scolarité et le nombre de cigarettes fumées par jour) | | | | | | | | |
| Hommes | | | | | | | | |
| 13 à 17 ans | 3,00 [†] | 1,58-5,67 | 2,50 [§] | 1,82-3,43 | 2,03 [†] | 1,49-2,76 | 2,35 [§] | 1,92-2,87 |
| 18 à 22 ans | 2,09 [†] | 1,01-4,34 | 1,71 [†] | 1,15-2,55 | 1,52 [†] | 1,03-2,26 | 1,68 [†] | 1,32-2,13 |
| N'a jamais fumé [†] | 1,00 | ... | 1,00 | ... | 1,00 | ... | 1,00 | ... |
| Femmes | | | | | | | | |
| 13 à 17 ans | 3,00 [§] | 2,15-4,17 | 1,73 [†] | 1,22-2,47 | 1,64 [†] | 1,28-2,11 | 2,33 [§] | 2,00-2,70 |
| 18 à 22 ans | 2,23 [†] | 1,55-3,19 | 1,26 | 0,87-1,82 | 1,53 [†] | 1,19-1,95 | 1,69 [†] | 1,43-1,99 |
| N'a jamais fumé [†] | 1,00 | ... | 1,00 | ... | 1,00 | ... | 1,00 | ... |

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001

† Groupe de référence.

‡ Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie « N'a jamais fumé » ($p < 0,05$).

§ Valeur significativement différente de celle observée pour les personnes qui ont commencé à fumer quotidiennement entre 18 et 22 ans ($p < 0,05$).

... N'ayant pas lieu de figurer.

Naturellement, étant donné les résultats obtenus à l'égard de chacune des maladies prises individuellement, le risque que l'on diagnostique au moins l'une d'elles est significativement plus élevé chez les fumeurs que chez les personnes qui n'ont jamais fumé. Un tel risque est également plus élevé chez les personnes qui ont commencé à fumer à l'adolescence que chez celles qui ne l'ont fait qu'à l'âge adulte.

Mot de la fin

Selon l'analyse des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001, les personnes qui fument quotidiennement depuis l'adolescence ou le début de l'âge adulte courent un plus grand risque que les autres d'être atteintes de BPCO, d'une maladie cardiaque ou de polyarthrite rhumatoïde. De plus, un tel risque persiste même en tenant compte du niveau de scolarité, du revenu du ménage et de la consommation de cigarettes déclarés au moment de l'enquête. Sur le plan de la santé de la population, les conséquences sont importantes. La lutte contre le tabac, particulièrement chez les adolescents et les adolescentes, pourrait retarder considérablement la manifestation de ces maladies débilitantes, voire mortelles.

Le lien entre la BPCO et la précocité de l'usage du tabac, indépendamment de l'effet de la durée de ce dernier, est particulièrement frappant. Il se pourrait que fumer à l'adolescence entrave le développement normal de la fonction pulmonaire³⁷⁻³⁹.

En outre, bien que les femmes soient moins susceptibles que les hommes de fumer beaucoup, elles courent un plus grand risque d'être atteintes de BPCO. Donc, les données de l'ESCC reflètent les résultats d'études récentes selon lesquelles les femmes seraient plus vulnérables que les hommes aux effets nocifs du tabac^{9,11,13,14}. Des différences biologiques associées à la taille des poumons pourraient augmenter la sensibilité des femmes et les exposer à un plus grand risque^{11,13,14,30,40,41}.

Le lien entre le début précoce de l'usage du tabac et la manifestation précoce d'une maladie coronarienne a été attribué à une exposition cumulative³. Les effets du tabac sur les taux de

lipides à l'adolescence pourraient aussi, selon certains, contribuer à la manifestation de l'athérosclérose au début de l'âge adulte³⁶.

Le lien entre l'âge auquel une personne commence à fumer et la manifestation de la polyarthrite rhumatoïde qui se dégage de la présente analyse reste modérée, mais non négligeable. Le fardeau sociétal et individuel associé à cette maladie est énorme⁴². S'il existe une relation causale entre l'usage du tabac et la polyarthrite rhumatoïde et que l'on peut ajouter cette dernière à la liste des maladies liées à l'usage du tabac, on pourrait s'attendre à ce que la réduction de la prévalence de l'usage du tabac chez les adolescents et les jeunes adultes²⁹ aient des résultats encore plus probants, du point de vue de la santé publique, que ceux attendus grâce aux initiatives courantes de lutte contre le tabac. ●

Références

1. US Department of Health and Human Services, *Reducing the Health Consequences of Smoking: 25 Years of Progress. A Report of the Surgeon General*, numéro de publication du DHHS (CDC) 89-8411, Rockville, Maryland, US Department of Health and Human Services, 1989.
2. D.M. Burns, « Cigarette smoking among the elderly: disease consequences and the benefits of cessation », *The Science of Health Promotion*, 14(6), 2000, p. 357-361.
3. I. Kawachi, G.A. Colditz, M.J. Stampfer *et al.*, « Smoking cessation and time course of decreased risks of coronary heart disease in middle-aged women », *Archives of Internal Medicine*, 154, 1994, p. 169-175.
4. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes — aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. J. Chen et W.J. Millar, « Cesser de fumer : est-ce plus difficile si l'on a commençé jeune ? », *Rapports sur la santé*, 9(4), 1998, p. 39-48 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
6. SAS Institute Inc., *SAS/STAT User's Guide. Version 6, Fourth Edition, Volume 2*, Cary, North Carolina, SAS Institute Inc., 1989.
7. D.R. Cox, « Regression models and life-tables » (accompagné de commentaires), *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 34, 1972, p. 187-220.
8. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, Baltimore, août 1999.
9. E. Prescott, « Commentary: Tobacco-related diseases: a gender differences? », *International Journal of Epidemiology*, 30, 2001, p. 793-794.

10. E. Prescott, M. Hippe, P. Schmoor *et al.*, « Smoking and risk of myocardial infarction in women and men: longitudinal population study », *British Medical Journal*, 316, 1998, p. 1043-1047.
11. E. Prescott, A.M. Bjerg, P.K. Andersen *et al.*, « Gender differences in smoking effects on lung and risk of hospitalization for COPD: results from a Danish longitudinal population study », *European Respiratory Journal*, 10, 1997, p. 822-827.
12. P.J. Marang-van de Mheen, G. Davey Smith, C.L. Hart *et al.*, « Are women more sensitive to smoking than men? Findings from the Renfrew and Paisley study », *International Journal of Epidemiology*, 30, 2001, p. 787-792.
13. X. Xu, B. Li et L. Wang, « Gender difference in smoking effects on adult pulmonary function », *European Respiratory Journal*, 7, 1994, p. 477-483.
14. X. Xu, S.T. Weiss, B. Rijcken *et al.*, « Smoking, changes in smoking habits, and rate of decline in FEV: new insight into gender differences », *European Respiratory Journal*, 7, 1994, p. 1056-1061.
15. K.M. Freund, A.J. Belanger, R.B. D'agostino *et al.*, « The health risks of smoking: the Framingham Study: 34 years of follow-up », *Annals of Epidemiology*, 3, 1993, p. 417-424.
16. C.C. Seltzer, « Framingham Study data and 'established wisdom' about cigarette smoking and coronary heart disease », *Journal of Clinical Epidemiology*, 42, 1988, p. 743-750.
17. A.S. Whittemore, S.A. Perlin et Y. DiCiccio, « Chronic obstructive pulmonary disease in lifelong nonsmokers: Results from HNANES », *American Journal of Public Health*, 85(5), 1995, p. 702-705.
18. S.A. Albano, E. Santana-Sahagun et M.H. Weisman, « Cigarette smoking and rheumatoid arthritis », *Arthritis and Rheumatism*, 31(3), 2001, p. 146-159.
19. K. Wilson et C.H. Goldsmith, « Does smoking cause rheumatoid arthritis? », *Journal of Rheumatology*, 26(1), 1999, p. 1-2.
20. D. Hutchinson, L. Shepstone, R. Moots *et al.*, « Heavy cigarette smoking is strongly associated with rheumatoid arthritis (RA), particularly in patients without a family history of RA », *Annals of the Rheumatic Diseases*, 60, 2001, p. 223-227.
21. F. Wolfe, « The effect of smoking on clinical, laboratory, and radiographic status in rheumatoid arthritis », *Journal of Rheumatology*, 27(3), 2000, p. 630-637.
22. E.W. Karlson, I.-M. Lee, N.R. Cook *et al.*, « A retrospective cohort study of cigarette smoking and risk of rheumatoid arthritis in female health professionals », *Arthritis and Rheumatism*, 42(5), 1999, p. 910-917.
23. T. Uhlig, K.B. Hagen et T.K. Kvien, « Current tobacco smoking, formal education, and the risk of rheumatoid arthritis », *Journal of Rheumatology*, 26(1), 1999, p. 47-54.
24. A. Silman, J. Newman et A.J. MacGregor, « Cigarette smoking increases the risk of rheumatoid arthritis », *Arthritis and Rheumatism*, 39(5), 1996, p. 732-735.
25. M.P. Vessey, L. Villard-Mackintosh et D. Yeates, « Oral contraceptives, cigarette smoking and other factors in relation to arthritis », *Contraception*, 35(5), 1987, p. 457-465.
26. K.G. Saag, J.R. Cerhan, S. Kolluri *et al.*, « Cigarette smoking and rheumatoid arthritis severity », *Annals of the Rheumatic Diseases*, 56, 1997, p. 463-469.
27. D.A. Houssien, D.L. Scott, et T. Jonsson, « Smoking, rheumatoid factors, and rheumatoid arthritis », *Annals of the Rheumatic Diseases*, 57, 1998, p. 175-176.
28. M. Heliovaara, K. Aho, A. Aromaa *et al.*, « Smoking and risk of rheumatoid arthritis », *The Journal of Rheumatology*, 20(11), 1993, p. 1830-1835.
29. US Department of Health and Human Services, *Women and Smoking. A Report of the Surgeon General*, Rockville, Maryland, US Department of Health and Human Services, 2001.
30. R.A. Wise, « Changing smoking patterns and mortality from chronic obstructive pulmonary disease », *Preventive Medicine*, 26, 1997, p. 418-421.
31. M.A. Jonas, J.A. Oates, J.K. Ockene *et al.*, « American Heart Association Medical/Scientific Statement: Statement on Smoking and Cardiovascular Disease for Health Care Professionals », *Circulation*, 86(5), 1992, p. 1664-1669.
32. L.S. Cunningham et J.L. Kelsey, « Epidemiology of musculoskeletal impairments and associated disability », *American Journal of Public Health*, 74, 1984, p. 574-579.
33. J.B. Wyngaarden et L.H. Smith Jr (publié sous la direction des auteurs), *Cecil Textbook of Medicine*, 17th edition, Philadelphia, WB Saunders Co., 1985.
34. D.L. Patrick, A. Cheadle, D.C. Thompson *et al.*, « The validity of self-reported smoking: a review and meta-analysis », *American Journal of Public Health*, 84(7), 1994, p. 1086-1093.
35. J. Chen et F. Hou, « Soins de santé : besoins non satisfaits », *Rapports sur la santé*, 13(2), 2002, p. 27-40 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
36. E.K. Silverman et F. Speizer, « Risk factors for the development of chronic obstructive pulmonary disease », *The Medical Clinics of North America*, 80(3), 1996, p. 501-522.
37. US Department of Health and Human Services, *Preventing Tobacco Use among Young People: A Report of the Surgeon General*, 1994, Atlanta, Georgia, U.S. Department of Health and Human Services, 1994, réimpression incluant des corrections, juillet 1994.
38. I.B. Tager, A. Munoz, B. Rosner *et al.*, « Effect of cigarette smoking on the pulmonary function of children and adolescents », *American Review of Respiratory Disease*, 131(5), 1985, p. 752-759.
39. I.B. Tager, M.R. Segal, F.E. Speizer *et al.*, « The natural history of forced expiratory volumes: effect of cigarette smoking and respiratory symptoms », *American Review of Respiratory Disease*, 138(4), 1988, p. 837-848.
40. E.K. Silverman, S.T. Weiss, J.M. Drazen *et al.*, « Gender-related differences in severe, early-onset chronic obstructive pulmonary disease », *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, 162, 2000, p. 2152-2158.
41. D.R. Gold, X. Wang, D. Wypij *et al.*, « Effects of cigarette smoking on lung function in adolescent boys and girls », *New England Journal of Medicine*, 335, 1996, p. 931-937.
42. S. Merkesdal, J. Ruof, O. Schöffski *et al.*, « Indirect medical costs in early rheumatoid arthritis: comparison of and changes in indirect costs within the first three years of disease », *Arthritis and Rheumatism*, 44(3), 2001, p. 528-534.

Annexe

Tableau A
Répartition de certaines caractéristiques, population à domicile de 35 à 64 ans, Canada, 2000-2001

| | Hommes et femmes confondus | | | Hommes | | | Femmes | | |
|--|----------------------------|-----------------------|-------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------|
| | Taille de l'échantillon | Population estimative | | Taille de l'échantillon | Population estimative | | Taille de l'échantillon | Population estimative | |
| | | Milliers | % | | Milliers | % | | Milliers | % |
| Total | 34 144 | 7 025 | 100,0 | 15 517 | 3 297 | 100,0 | 18 627 | 3 728 | 100,0 |
| Âge auquel a débuté l'usage quotidien du tabac | | | | | | | | | |
| 13 à 17 ans | 10 999 | 1 977 | 28,1 | 5 983 | 1 108 | 33,6 | 5 016 | 868 | 23,3 |
| 18 à 22 ans | 7 086 | 1 318 | 18,8 | 3 341 | 660 | 20,0 | 3 745 | 658 | 17,7 |
| N'a jamais fumé | 16 059 | 3 731 | 53,1 | 6 193 | 1 529 | 46,4 | 9 866 | 2 202 | 59,1 |
| Niveau de scolarité | | | | | | | | | |
| Pas de diplôme d'études secondaires | 8 106 | 1 487 | 21,2 | 3 825 | 682 | 20,7 | 4 281 | 805 | 21,6 |
| Diplôme d'études secondaires/études postsecondaires partielles | 9 152 | 1 937 | 27,6 | 3 814 | 819 | 24,9 | 5 338 | 1 117 | 30,0 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 16 525 | 3 529 | 50,2 | 7 706 | 1 760 | 53,4 | 8 819 | 1 769 | 47,5 |
| Données manquantes | 361 | 72 | 1,0 | 172 | 36 | 1,1 | 189 | 35 | 1,0 |
| Revenu du ménage | | | | | | | | | |
| Faible | 4 302 | 699 | 10,0 | 1 649 | 282 | 8,5 | 2 653 | 418 | 11,2 |
| Moyen-inférieur | 6 623 | 1 278 | 18,2 | 2 664 | 537 | 16,3 | 3 959 | 741 | 19,9 |
| Moyen-supérieur/élevé | 20 053 | 4 413 | 62,8 | 9 929 | 2 210 | 67,0 | 10 124 | 2 204 | 59,1 |
| Données manquantes | 3 166 | 634 | 9,0 | 1 275 | 269 | 8,2 | 1 891 | 365 | 9,8 |
| Nombre de cigarettes par jour | | | | | | | | | |
| 25 ou plus | 6 418 | 1 117 | 15,9 | 3 912 | 692 | 21,0 | 2 506 | 425 | 11,4 |
| Moins de 25 | 27 663 | 5 899 | 84,0 | 11 569 | 2 600 | 78,9 | 16 094 | 3 299 | 88,5 |
| Données manquantes | 63 | 9 ^{E1} | 0,1 ^{E1} | 36 | 5 ^{E1} | 0,2 ^{E1} | 27 | 4 ^{E2} | 0,1 ^{E2} |

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001

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

E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

E2 Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.

Faible revenu, inégalité du revenu et santé selon les quartiers à Toronto

Feng Hou et Jijian Chen

Résumé

Objectifs

La présente étude porte sur l'association entre, d'une part, le faible revenu et l'inégalité du revenu au sein des quartiers et, d'autre part, les conséquences pour la santé des personnes à Toronto, soit la plus importante région métropolitaine de recensement du Canada.

Sources des données

Les données sont tirées de la composante transversale de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 de Statistique Canada et du Recensement de la population de 1996.

Techniques d'analyse

On a ajouté aux enregistrements des résidents de Toronto âgés de 12 ans et plus qui ont répondu à l'ENSP de 1996-1997 les données agrégées du Recensement de 1996 afin d'obtenir des renseignements sur les caractéristiques socioéconomiques moyennes des quartiers des participants. On s'est servi de modèles linéaires hiérarchiques pour estimer l'effet du faible revenu et de l'inégalité du revenu au niveau du quartier sur certaines conséquences pour la santé.

Principaux résultats

Quand on tient compte du statut de faible revenu des personnes et de plusieurs autres caractéristiques personnelles, on ne peut pas associer le taux de faible revenu et l'inégalité du revenu au sein des quartiers au nombre de problèmes de santé chroniques ou au niveau de détresse déclaré. Pourtant, le faible revenu et l'inégalité du revenu au niveau du quartier demeurent considérablement liés à une autoévaluation de mauvaise santé.

Mots-clés

Pauvreté, population à faible revenu, indicateurs de l'état de santé

Auteurs

Feng Hou (613-951-4337; feng.hou@statcan.ca) travaille à la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6, et Jijian Chen, auparavant membre de la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, travaille au East-West Centre à Honolulu, Hawaï.

Aux États-Unis comme en Europe, un nombre sans cesse croissant d'études ont révélé que vivre dans un quartier à faible revenu a un effet négatif sur les comportements qui influent sur la santé d'une personne et sur son état de santé¹⁻¹³. Les quartiers à faible revenu disposent souvent de peu de ressources sur le plan communautaire, qu'il s'agisse d'écoles, d'installations récréatives, d'églises, de transports publics, de services de sécurité publique, de services publics, de services de santé et de services à la famille^{2,6,7}. De plus, les résidents de ces quartiers vivent souvent dans un environnement malsain – pollution, surpeuplement et logements en mauvais état¹⁴. Des conditions sociales difficiles ou stressantes – sentiment d'isolement social, haut taux de criminalité – caractérisent aussi parfois les quartiers à faible revenu¹⁵⁻¹⁹. Par ailleurs, comme les gens se laissant très souvent gagner par l'attitude qui prévaut dans leur milieu, les quartiers à faible revenu sont plus susceptibles d'être aux prises avec une forte prévalence des comportements qui ont un effet nuisible sur la santé – usage du tabac, consommation abusive d'alcool et manque d'activité physique –, sans compter l'attitude

d'insouciance de certains résidents face à la santé et aux soins de santé^{2,20,21}.

Outre la pauvreté du quartier, l'inégalité du revenu au sein des quartiers, un indicateur de privation relative, a été jugée comme un déterminant potentiel de la santé des personnes²². De nombreuses études écologiques ont révélé des associations statistiques entre l'inégalité du revenu et l'état de santé moyen au niveau de la population, tant entre les pays qu'entre les grandes régions d'un même pays²³⁻²⁶. L'inégalité du revenu peut affaiblir la cohésion sociale et avoir un effet psychologique préjudiciable à la santé des personnes^{23,27,28}.

Peu d'études ont porté sur le lien entre l'inégalité du revenu et la santé des personnes au niveau local²⁹. Les effets de l'inégalité sur la santé sont plus

apparents dans les grandes communautés que dans les petites régions géographiques, où il est plus difficile de comparer les strates sociales²⁷. En théorie, l'inégalité du revenu au niveau local peut avoir un effet positif sur la santé des personnes. L'inégalité du revenu au sein des quartiers reflète une intégration économique et un faible isolement social et favorise le partage des ressources communautaires¹³. En revanche, de grandes disparités économiques entre résidents d'une petite région peuvent intensifier les comparaisons sociales, provoquer de la méfiance et susciter un sentiment d'injustice et d'insatisfaction chez les groupes défavorisés^{16,31}.

La plupart des régions métropolitaines importantes du Canada ont connu une

Sources des données

La présente analyse se fonde sur les données transversales au sujet des ménages tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 et du profil des secteurs de recensement de 1996 pour la région métropolitaine de recensement (RMR) de Toronto³⁰. Lancée en 1994-1995, l'ENSP est conçue pour recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre les ménages et les pensionnaires des établissements institutionnels 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 comprend une composante transversale et une composante longitudinale.

Les échantillons transversaux (cycles 1 et 2) de 1994-1995 et de 1996-1997 sont composés de répondants longitudinaux et d'autres membres de leur ménage, de même que de personnes qui ont été sélectionnées dans le cadre d'échantillons supplémentaires dans certaines provinces. En 1994-1995, la plupart des interviews ont été menées en personne. La plupart des interviews de 1996-1997 ont été menées au téléphone, et d'autres répondants ont été choisis au moyen de la technique de composition aléatoire (CA).

Les données de l'ENSP sont stockées dans deux fichiers. Le Fichier général comprend des données sur les caractéristiques sociodémographiques et la santé de tous les membres des ménages participants. Le Fichier santé contient des renseignements détaillés sur la santé qui ont été recueillis auprès d'un membre choisi au hasard, ainsi que les données du Fichier général se rapportant à celui-ci.

En 1994-1995, pour chaque ménage sélectionné, une personne bien informée a fourni, pour le Fichier général, des données sur les caractéristiques sociodémographiques et la santé de tous les membres du ménage. De plus, un membre du ménage, pas nécessairement la même personne, a été sélectionné au hasard pour donner des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé.

Parmi les personnes formant la composante longitudinale, la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé en 1996-1997 a été sélectionnée au hasard pour le ménage dans le cadre du premier cycle (1994-1995) et a été en général celle qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général au moment du deuxième cycle, si elle avait été considérée comme suffisamment bien informée pour le faire. Dans les ménages ajoutés à l'échantillon transversal de 1996-1997, un membre bien informé du ménage — pas nécessairement le participant sélectionné au hasard pour le Fichier santé — a fourni des renseignements pour tous les membres du ménage pour le Fichier général.

En 1996-1997, 81 804 participants ont répondu aux questions du Fichier santé. Les taux de réponse transversaux de 1996-1997 pour le Fichier santé ont été de 93,1 % pour la composante longitudinale et de 75,8 % pour la composante CA, ce qui donne un taux de réponse global de 79,0 %. Des renseignements plus détaillés sur l'ENSP figurent dans les rapports publiés^{32,33}.

concentration du faible revenu dans certains quartiers et une augmentation de l'inégalité du revenu au cours des deux dernières décennies³⁴⁻³⁶. Bien que certaines études canadiennes aient examiné le lien entre les conditions socioéconomiques et les variations dans la santé de la population au niveau du quartier, elles n'ont pas fait de distinction entre les différences en matière de santé attribuables aux conditions socioéconomiques des quartiers de celles attribuables aux caractéristiques personnelles^{37,38}. Par conséquent, de telles études peuvent avoir surestimé l'effet des conditions socioéconomiques des quartiers sur la santé. Par exemple, une association importante entre faible revenu du quartier et mauvais état de santé pourrait s'expliquer par le fait que les quartiers à faible revenu ont tendance à compter un nombre supérieur de personnes à faible revenu et que celles-ci ont tendance à être en mauvaise santé. En revanche, il se peut que dans les quartiers à faible revenu l'environnement soit malsain pour tous les résidents indépendamment de leur revenu personnel. Une combinaison de ces deux effets est aussi plausible.

On qualifie généralement « d'effet contextuel » l'influence que peut exercer un quartier sur la santé de ses résidents. Il s'agit de l'effet combiné des caractéristiques sociales, culturelles et environnementales propres à un quartier et en vertu desquelles des personnes ayant des caractéristiques semblables auront un état de santé différent selon le type de quartier dans lequel elles vivent⁵. Par comparaison, « l'effet compositionnel » correspond à l'ensemble des caractéristiques des personnes d'un quartier, faisant en sorte que les personnes ayant des caractéristiques semblables connaîtront sensiblement les mêmes problèmes de santé peu importe où elles vivent⁵.

L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 offre un vaste échantillon, de même qu'une variété de mesures de la santé et d'attributs socioéconomiques des personnes. En ajoutant aux données de l'ENSP sur les personnes les données agrégées du Recensement de la population de 1996, on obtient des renseignements fiables sur les caractéristiques socioéconomiques

moyennes des quartiers immédiats des personnes. Dans le cadre du présent article, on examine, au moyen de la modélisation à plusieurs niveaux, le lien entre, d'une part, les quartiers à faible revenu et l'inégalité du revenu au sein des quartiers et, d'autre part, trois conséquences pour la santé des personnes — le nombre de problèmes de santé chroniques, le niveau de détresse et l'autoévaluation de l'état de santé — à Toronto (Ontario) (voir *Sources des données, Techniques d'analyse, Définitions et Limites*).

Bien que quelques études canadiennes aient examiné les effets contextuels des régions géographiques au moyen de la modélisation à plusieurs niveaux³⁹⁻⁴¹, aucune n'a porté sur l'effet contextuel du faible revenu et de l'inégalité du revenu au sein des quartiers au niveau du secteur de recensement dans une grande région métropolitaine.

RMR de Toronto

Toronto est la plus importante région métropolitaine de recensement (RMR) du Canada et détient le niveau le plus élevé d'inégalité du revenu au sein des quartiers entre les RMR³⁵. Par conséquent, si le faible revenu et l'inégalité du revenu au sein des quartiers ont des effets préjudiciables sur l'état de santé des personnes, c'est à Toronto qu'on devrait les observer.

En 1996, Toronto comptait environ 15 % de la population totale du Canada. Les taux de faible revenu des quartiers (secteur de recensement) différaient de façon marquée. Dans le quartier le plus aisé de la RMR, seule une personne sur 50 vivait dans une famille à faible revenu en 1995 (l'année à l'égard de laquelle le revenu a été déclaré). À l'opposé, dans le quartier comptant le taux de faible revenu le plus élevé, 8 personnes sur 10 vivaient dans des familles à faible revenu.

Il y avait également d'importantes disparités de revenu dans de nombreux quartiers. Dans environ 12 % des secteurs de recensement de Toronto, les familles à revenu supérieur (celles appartenant au décile supérieur) avaient des revenus qui étaient plus de 10 fois supérieurs à ceux des familles les plus pauvres (le décile inférieur).

Techniques d'analyse

Les statistiques sommaires du recensement au sujet des conditions socioéconomiques des quartiers ont été appariées aux enregistrements de chacun des participants à l'ENSP au moyen du FCCP Plus de la Santé, un programme SAS pour le codage géographique automatisé établi en fonction des Fichiers de conversion des codes postaux conçus par Statistique Canada⁴².

Dans la présente analyse, le secteur de recensement représente l'unité de quartier de base. Les secteurs de recensement sont de petites régions géostatistiques permanentes au sein des grandes communautés urbaines qui sont établies en fonction de leurs conditions économiques et sociales⁴³. En 1996, Toronto comptait 808 secteurs de recensement. Quatre secteurs ont été éliminés de la présente analyse parce que la plupart des renseignements les concernant ont été supprimés en raison de la petite taille de leur population. Quatre autres secteurs comptant de faibles populations (moins de 500 personnes) ont été exclus de manière à ce que les caractéristiques de quartier dérivées soient fiables. Deux autres secteurs ont été éliminés puisqu'ils ne comptaient aucun participant à l'ENSP. Dans les autres 798 secteurs, la population estimative totale variait de 554 à 25 437, avec une moyenne de 5 333 (écart-type : 2 372).

En 1996-1997, 9 002 participants à l'ENSP âgés de 12 ans et plus habitaient à Toronto. Ont été exclus les enregistrements pour 121 personnes dont les codes postaux déclarés ne correspondaient pas aux codes des secteurs de recensement. En outre, ont été exclus 19 autres participants appartenant aux secteurs de recensement à l'égard desquels des renseignements ont été supprimés dans le profil de recensement ou aux secteurs dont les populations étaient faibles. Par conséquent, la présente analyse se fonde sur 8 862 résidents de Toronto, chiffre pondéré de manière à représenter 3,6 millions de Canadiens. Comparativement à l'échantillon pondéré sélectionné de ces résidents, les cas pondérés exclus comptaient un pourcentage supérieur de femmes que d'hommes (63 % contre 51 %) qui évaluaient leur santé de façon plus négative. On ne relève toutefois aucune différence statistique entre ces deux groupes quand on compare les estimations pondérées pour l'âge, la scolarité, le revenu du ménage, le niveau de détresse et le nombre de problèmes de santé chroniques.

Deux des cinq modèles linéaires hiérarchiques (MLH)^{44,45} ont été adaptés aux données en trois étapes (voir les tableaux A, B et C en annexe pour les modèles complets).

On a d'abord ajusté une analyse de la variance à un critère de classification avec effets aléatoires (modèle 1) de manière à obtenir l'ampleur de la variabilité des conséquences pour la santé (le nombre de problèmes de santé chroniques, le niveau de détresse et l'autoévaluation de l'état de santé) au sein des quartiers et entre ceux-ci. On a appliqué par la suite un modèle des moyennes comme résultat (modèle 2) pour régresser la moyenne du quartier à l'égard d'une conséquence pour la santé d'une personne sur le taux de

faible revenu du quartier et l'inégalité du revenu au niveau du quartier afin de savoir dans quelle mesure la variation entre quartiers à l'égard de chacune des conséquences pour la santé sélectionnées était associée à l'importance du faible revenu du quartier et à l'inégalité du revenu. À cette étape, on n'a pas tenu compte des caractéristiques personnelles.

Ensuite, on a appliqué une analyse de la covariance à un critère de classification avec effets aléatoires (modèle 1) pour estimer l'état de santé moyen de chacun des quartiers, en tenant compte du statut de faible revenu personnel. Au moyen d'une régression des moyennes comme résultat (modèle 2), on a par la suite estimé l'association entre, d'une part, la moyenne du quartier à l'égard des conséquences pour la santé et, d'autre part, le taux de faible revenu et l'inégalité du revenu, en tenant compte du statut de faible revenu des personnes. Les résultats indiquent si le faible revenu et l'inégalité du revenu dans le quartier ont un effet sur la santé des personnes en plus de l'effet du faible revenu au niveau de la personne.

Enfin, on a tenu compte du statut de faible revenu au niveau de la personne, de même que de l'âge, du sexe, de la scolarité, de la dépendance à l'alcool, de la consommation de cigarettes, de l'inactivité physique et du soutien émotif (voir *Définitions*). Dans le cadre de l'analyse, on a voulu vérifier jusqu'à quel point le faible revenu et l'inégalité du revenu avaient toujours des répercussions statistiquement significatives sur la santé des personnes quand on tenait compte des effets des caractéristiques personnelles.

Dans les modèles 1 et 2, à chaque étape, la variable chi carré indique que la composante du quartier justifie une quantité importante de la variance pour chaque conséquence sélectionnée. Si la variance n'est pas significativement supérieure à zéro, on dira que tous les quartiers ont la même cote moyenne à l'égard des conséquences pour la santé sélectionnées. Dans le modèle 2, un coefficient significatif indique que les cotes moyennes du quartier à l'égard de la conséquence sélectionnée pour la santé estimée dans le modèle 1 sont associées aux niveaux de faible revenu et à l'inégalité du revenu dans le quartier.

Le plan de sondage initial de l'ENSP reposait sur la sélection des ménages par le biais d'une procédure d'échantillonnage en grappes probabiliste et stratifié à plusieurs degrés. Des coefficients de pondération pour la population étaient attribués à chaque enregistrement des répondants de manière à produire des estimations représentatives de la population canadienne en 1996-1997. Dans le cadre des analyses au niveau des personnes, les coefficients de pondération pour la population étaient rééchelonnés à un poids moyen de 1, de sorte que la somme des poids rééchelonnés était égale à la taille de l'échantillon. On se sert des poids rééchelonnés pour ne pas sous-estimer les erreurs-types, tout en maintenant la même distribution que celle obtenue au moyen du poids de la population.

Tableau 1

Nombre moyen/cotes moyennes à l'égard des conséquences pour la santé sélectionnées, selon le taux de faible revenu du quartier, données corrigées pour l'inégalité du revenu dans le quartier, région métropolitaine de recensement de Toronto, 1996-1997

| | Données corrigées pour l'inégalité du revenu dans le quartier seulement | Données corrigées pour l'inégalité du revenu dans le quartier et : | |
|---|---|--|---|
| | | Statut de faible revenu personnel | Statut de faible revenu personnel, âge, sexe, scolarité, dépendance à l'alcool, consommation de cigarettes, inactivité physique et soutien émotif |
| Nombre moyen des problèmes de santé chroniques[†] | | | |
| Taux de faible revenu du quartier | | | |
| Inférieur (2,1 %-9,9 %) | 1,04 | 1,07 | 1,14 |
| Moyen-inférieur (10,0 %-19,9 %) | 1,03 | 1,04 | 1,14 |
| Moyen-supérieur (20,0 %-39,8 %) | 1,03 | 1,02 | 1,11 |
| Supérieur (40,0 %-76,5 %) | 1,02 | 0,98 | 1,14 |
| Niveau de détresse moyen[‡] | | | |
| Taux de faible revenu du quartier | | | |
| Inférieur (2,1 %-9,9 %) | 2,21 | 2,28 | 2,28 |
| Moyen-inférieur (10,0 %-19,9 %) | 2,38 | 2,43 | 2,41 |
| Moyen-supérieur (20,0 %-39,8 %) | 2,46* | 2,45 | 2,36 |
| Supérieur (40,0 %-76,5 %) | 2,61* | 2,50 | 2,29 |
| Autoévaluation moyenne de l'état de santé[§] | | | |
| Taux de faible revenu du quartier | | | |
| Inférieur (2,1 %-9,9 %) | 2,11 | 2,13 | 2,16 |
| Moyen-inférieur (10,0 %-19,9 %) | 2,20** | 2,21* | 2,24** |
| Moyen-supérieur (20,0 %-39,8 %) | 2,30*** | 2,29*** | 2,30*** |
| Supérieur (40,0 %-76,5 %) | 2,38*** | 2,35*** | 2,38*** |

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

Nota : Pour des modèles complets, voir les tableaux A, B et C en annexe.

* $p \leq 0,05$; chiffre significativement différent de celui des quartiers dont les taux de faible revenu sont inférieurs.

** $p \leq 0,01$; chiffre significativement différent de celui des quartiers dont les taux de faible revenu sont inférieurs.

*** $p \leq 0,001$; chiffre significativement différent de celui des quartiers dont les taux de faible revenu sont inférieurs.

† Fourchette de 0 à 13.

‡ Échelle de 0 à 24.

§ Échelle de 1 à 5, les cotes supérieures dénotant l'autoévaluation d'un mauvais état de santé.

Problèmes de santé chroniques

Aucun lien cohérent n'a pu être établi entre le faible revenu et l'inégalité du revenu au niveau des quartiers à Toronto, d'une part, et le nombre moyen de problèmes de santé chroniques déclarés par les personnes, d'autre part (tableau 1, tableau A en annexe). Les quartiers où l'inégalité du revenu est la plus élevée comptaient en moyenne un nombre plus élevé de problèmes de santé chroniques que les quartiers où l'inégalité du revenu était la plus faible, même après avoir tenu compte du statut de faible revenu des personnes. Mais cette relation disparaît quand on tient compte dans le modèle de l'âge des personnes, parce que les quartiers où l'inégalité du revenu est la plus faible comptent la population la plus jeune et quand on est jeune on a moins de problèmes de santé chroniques. Le statut de faible revenu des personnes est toutefois associé

à un nombre accru de problèmes de santé chroniques.

Plusieurs autres caractéristiques personnelles se sont révélées être liées de façon significative au nombre de problèmes de santé chroniques. Les personnes qui avaient au moins un diplôme d'études secondaires avaient moins de problèmes de santé chroniques que les autres. Les femmes avaient plus de problèmes de santé chroniques que les hommes, et les personnes âgées avaient plus de problèmes de santé chroniques que les jeunes. La dépendance à l'alcool était associée à un nombre élevé de problèmes de santé chroniques, comme l'usage du tabac sur une base quotidienne. Les personnes qui perçoivent avoir un soutien émotif relativement important avaient tendance à avoir moins de problèmes de santé chroniques.

Définitions

Trois *conséquences pour la santé* ont été étudiées dans la présente analyse : le nombre de problèmes de santé chroniques, le niveau de détresse et l'autoévaluation de l'état de santé.

On a demandé aux participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) s'ils avaient déjà eu un problème de santé à long terme qui avait duré, ou qui devrait durer, six mois ou plus et qui avait été diagnostiqué par un professionnel de la santé. On a lu aux participants une liste de contrôle de 22 problèmes de santé : allergies alimentaires, autres allergies, asthme, arthrite ou rhumatismes, problèmes de dos (à l'exclusion de l'arthrite), tension artérielle élevée, migraine, bronchite chronique ou emphysème, sinusite, diabète, épilepsie, maladie cardiaque, cancer, ulcère d'estomac ou d'intestin, effets d'un accident vasculaire cérébral, incontinence urinaire, maladie intestinale comme la maladie de Crohn ou colite, maladie d'Alzheimer ou autres démences, cataractes, glaucome, problème de glande thyroïde et tout autre problème de santé à long terme diagnostiqué par un professionnel de la santé. Le nombre de problèmes de santé chroniques diagnostiqués dans les 12 derniers mois pouvait varier de 0 à un maximum de 13.

Le niveau de *détresse* a été dérivé d'un sous-ensemble d'éléments de la Composite International Diagnostic Interview³ en fonction des réponses à six questions : « Au cours du dernier mois, 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? Combien de fois avez-vous senti que tout était un effort? » On répondait à chaque question selon une échelle à cinq points, variant de « jamais » (0) à « tout le temps » (4). Les réponses à tous les éléments ont été cotées et compilées; la fourchette possible était de 0 à 24, les cotes les plus élevées indiquant un niveau de détresse supérieur (coefficient alpha de Cronbach = 0,79).

Par *autoévaluation de l'état de santé*, on renvoie à l'évaluation globale qu'une personne fait de son état de santé. Les participants devaient répondre à la question suivante : « En général, diriez-vous que votre état de santé est excellent, très bon, bon, passable ou mauvais? » Les cotes variaient de 1 à 5, la cote la plus élevée indiquant l'état de santé le plus mauvais.

Même si, dans le cadre de la présente analyse, les trois conséquences pour la santé étaient considérées comme des variables continues, d'autres analyses pour lesquelles les problèmes de santé chroniques et l'autoévaluation de l'état de santé étaient des variables nominales ont été effectuées (données non présentées). L'autoévaluation de l'état de santé a été codée comme une variable dichotomique : mauvais (passable ou mauvais) contre autre (excellent, très bon, bon). On a étudié deux façons d'établir une variable dichotomique pour les problèmes de santé chroniques :

la première comparait les personnes avec ou sans problèmes de santé chroniques; l'autre mettait en opposition les personnes ayant au moins deux problèmes de santé chroniques et les « autres » (un ou aucun problème de santé). Ces analyses ont montré les mêmes relations significatives entre les variables explicatives des conséquences et du quartier que les analyses qui considéraient les variables des conséquences comme des variables continues. Les résultats des modèles utilisant des variables continues sont présentés parce qu'ils permettent d'utiliser l'analyse de la variance et de la covariance pour décomposer la variance totale des variables dépendantes en variabilité attribuable à chaque quartier pour l'ensemble de ceux-ci et l'autre à la variabilité entre les quartiers (voir *Techniques d'analyse*).

On a inclus dans l'analyse deux variables de revenu au niveau du quartier : le faible revenu du quartier et l'inégalité du revenu. La variable *faible revenu du quartier* représente la proportion de la population dans chaque secteur de recensement dont le revenu de la famille économique se situe en-deçà du seuil de faible revenu (SSR) de Statistique Canada. La famille économique est un groupe de deux personnes ou plus qui vivent dans le même logement et qui sont liées par le sang, le mariage, l'union de fait ou l'adoption. Les SSR tiennent compte des revenus et des dépenses dans sept catégories de famille et dans cinq groupes communautaires. Comparativement au ménage moyen, la famille dont le revenu se situe au seuil ou sous le seuil de faible revenu consacre 20 points de pourcentage de plus de son revenu à l'alimentation, aux vêtements et au logement. En 1996 à Toronto, une famille de quatre personnes ayant un revenu avant impôt inférieur à 32 328 \$ aurait été classée comme une famille à faible revenu⁴⁶. Le taux de faible revenu du quartier variait de 2,1 % à 76,5 %.

Vu que le taux de faible revenu est groupé vers l'extrémité inférieure de la distribution (tableau D en annexe) et que l'effet de la condition économique du quartier sur la santé des personnes peut être non linéaire^{20,47,48}, on a utilisé *le taux de faible revenu du quartier* comme variable nominale : catégorie inférieure (2,1 % à 9,9 %), catégorie moyenne-inférieure (10,0 % à 19,9 %), catégorie moyenne-supérieure (20,0 % à 39,8 %) et supérieure (40,0 % à 76,5 %). Les secteurs de recensement ayant un taux de faible revenu d'au moins 40 % sont habituellement définis comme des quartiers très pauvres^{49,50}.

L'*inégalité du revenu du quartier* a été mesurée au moyen du coefficient de variation (CV), en fonction du revenu de la famille économique d'après le Recensement de 1996. Pour calculer le CV, les revenus des familles économiques ont été ajustés compte tenu des économies d'échelle associées à la taille de la famille⁵¹. Les CV variaient de 0,44 (l'écart-type est inférieur à la moitié de la moyenne) à 3,69 (l'écart-type est 3,69 fois supérieur à la moyenne),

Définitions - fin

mais ont été groupés vers l'extrémité inférieure de la distribution. Dans les analyses à variables multiples, les CV ont été regroupés en quatre quartiles : inégalité inférieure (0,44 à 0,61), inégalité moyenne-inférieure (0,61 à 0,70), inégalité moyenne-supérieure (0,70 à 0,84) et inégalité supérieure (0,84 à 3,69). (Tableau D en annexe). On s'est aussi servi du ratio entre le 90^e centile et le 10^e centile de la distribution du revenu de la famille comme mesure alternative de l'inégalité du revenu du quartier. Ce ratio pour la RMR de Toronto s'élève à 7,2 (autrement dit, 10 % des familles ont un revenu qui est environ 7,2 fois supérieur à celui de 10 % des familles qui se situent en bas de l'échelle). Parmi les secteurs de recensement de la RMR de Toronto, les ratios variaient de 2,8 à 48,0. Ce ratio était au-dessus de la moyenne de la RMR (7,2) dans environ 31 % des secteurs, et supérieur à 10 dans environ 12 % des secteurs. Les deux mesures de l'inégalité du revenu ont produit des résultats similaires dans l'analyse à variables multiples. Les résultats ont été présentés au moyen du coefficient de variation uniquement parce qu'ils n'étaient pas corrélés de manière significative au taux de faible revenu du quartier, tandis que le ratio du 90^e centile par rapport au 10^e centile était corrélé.

Le statut de faible revenu des personnes a été mesuré au moyen d'une mesure à deux catégories du caractère adéquat du revenu qui tenait compte du revenu du ménage et de la taille du ménage⁴³. Les participants ayant un revenu annuel inférieur à 15 000 \$ et un ménage de une à deux personnes, ou un revenu inférieur à 20 000 \$ et un ménage comptant trois ou quatre personnes, ou un revenu inférieur à 30 000 \$ et un ménage comptant cinq personnes ou plus étaient codés 1, ou « oui », faible revenu. Les autres personnes pour lesquelles on disposait de renseignements sur le revenu étaient codées 0, ou « non », et constituaient le groupe de référence. Environ 8,7 % des participants avaient un statut de faible revenu et environ 61,5 % n'en n'avaient pas (tableau D en annexe). Vu qu'un pourcentage important (29,8 %) des participants n'ont pas déclaré leur revenu, on a créé une autre variable dichotomique (revenu manquant = 1, autre = 0) pour les intégrer aux analyses.

Plusieurs autres variables ont été incluses dans l'analyse au niveau des personnes : le sexe, l'âge, la scolarité, la consommation de cigarettes, la dépendance à l'alcool, l'inactivité physique et le soutien émotif perçu. Ces variables ont surtout permis de tenir compte davantage des différences de composition au sein des caractéristiques des populations d'un quartier à l'autre qui sont vraisemblablement liées au faible revenu personnel et aux conséquences pour la santé.

L'âge, variable continue codée par une seule année, variait de 12 à 99. Le sexe, variable dichotomique, était codé comme suit : femme = 1, homme = 0. La scolarité était codée comme suit : moins d'un diplôme d'études secondaires = 0 ou diplôme d'études secondaires ou plus = 1.

Deux catégories ont été codées pour la consommation de cigarettes : fumeur quotidien = 1, non = 0.

L'ENSP utilise l'ensemble des neuf questions conçues par Kessler et coll.⁵², en fonction d'un sous-ensemble d'éléments de la Composite International Diagnostic Interview, afin de dériver la mesure de la dépendance à l'alcool. Les questions s'appuient sur les critères A et B de diagnostic du trouble d'utilisation de substances psychoactives du DSM-III-R; ces questions n'ont été posées qu'aux participants qui ont déclaré avoir consommé au moins cinq verres à une occasion, au moins une fois par mois, durant les 12 derniers mois. Ceux à qui on n'a pas posé ces questions recevaient la cote 0. Les cotes variaient de 0 à 7, une cote supérieure indiquant un risque supérieur de dépendance à l'alcool.

L'activité physique était codée comme active = 1, modérément active = 2 et inactive = 3.

L'échelle quant au soutien émotif perçu consiste en quatre éléments qui dénotent si les participants ont l'impression d'avoir quelqu'un à qui se confier, sur lequel ils peuvent compter, qui peut leur donner des conseils et qui les font se sentir aimés. Les cotes variaient de 0 à 4, une cote élevée indiquant l'évaluation d'un haut niveau de soutien émotif perçu.

Niveau de détresse

On a évalué le niveau de détresse à partir de questions sur les sentiments des gens au cours du dernier mois (voir *Définitions*), notamment le nombre de fois où ils se sont sentis si tristes que plus rien ne pouvait les faire sourire, ou le nombre de fois où ils se sont sentis nerveux, désespérés ou bons à rien.

Le niveau moyen de détresse avait tendance à être supérieur dans les quartiers à faible revenu (ceux dont les taux de faible revenu sont les plus élevés), comparativement aux quartiers où les taux de revenu inférieur étaient faibles (tableau 1, tableau b en annexe). Quand on tenait compte du faible revenu des personnes, cependant, la différence n'était plus

Limites

Bien que la taille globale de l'échantillon utilisé pour la présente analyse soit passablement importante, chaque secteur de recensement ne comptait, en moyenne, que 11 participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), et la moitié des secteurs (405) en avait moins de 10. Ce petit échantillon au niveau du quartier ne devrait pas influencer sur les estimations des effets des variables personnelles comme le sexe, l'âge, la scolarité, la consommation de cigarettes, la dépendance à l'alcool ou l'inactivité physique, parce que la modélisation linéaire hiérarchique permet d'obtenir des estimations fiables du modèle de régression pour un secteur particulier à partir d'un petit échantillon qui s'appuie sur un échantillon composite pondéré des données provenant du secteur et des relations qui existent dans l'échantillon global⁴⁴. Cependant, l'état de santé moyen du quartier fondé sur un tel petit nombre d'observations peut s'avérer nettement moins fiable et peut, par conséquent, mener à la sous-estimation de la corrélation qui existe entre le faible revenu du quartier, l'inégalité du revenu et l'état de santé moyen du quartier.

Pour déterminer si la taille limitée de l'échantillon biaise l'estimation des effets du faible revenu du quartier et de l'inégalité du revenu, on a dérivé une unité « quartier » importante en combinant les secteurs de recensement ayant des taux de faible revenu similaires. Les 798 secteurs ont été groupés en centiles en fonction de leur taux de faible revenu. Les secteurs ont ensuite été combinés au sein de chaque centile en un seul quartier agrégé. Les quartiers agrégés avaient en moyenne 89 participants à l'ENSP, variant de 50 à 190. Les analyses ont été répétées pour les quartiers agrégés plutôt que pour les secteurs de recensement (données non présentées). Les estimations des coefficients et des erreurs-types pour l'ensemble des caractéristiques personnelles sont demeurées essentiellement les mêmes, mais la relation entre le faible revenu du quartier et la moyenne du quartier relative à l'autoévaluation de l'état de santé était nettement supérieure quand on utilisait des quartiers agrégés.

En fonction des quartiers agrégés, le taux de faible revenu du quartier justifiait 19,8 % de la variation du quartier quant aux cotes moyennes de l'autoévaluation de l'état de santé quand on tenait compte de l'ensemble des variables personnelles sélectionnées; d'après les secteurs de recensement non agrégés, le taux de faible revenu du quartier ne justifiait que 8,3 % de la variation. D'après la différence, on peut penser qu'une petite taille d'échantillon au niveau du quartier peut entraîner une sous-estimation de l'effet du quartier.

On a aussi étudié les relations entre les conditions économiques du quartier, d'une part, et les problèmes de santé chroniques et le niveau de détresse, d'autre part, en fonction des quartiers agrégés. On n'a toutefois relevé aucune association significative quand on tenait compte des caractéristiques personnelles.

Les données utilisées dans le cadre de la présente analyse ne renferment pas de variables susceptibles d'expliquer les mécanismes qui font que les conditions économiques du quartier influent sur la santé des personnes. Des indicateurs de socialisation des modes de vie malsains, des réseaux sociaux, des ressources communautaires, et de l'environnement physique aideraient les chercheurs à vérifier si l'effet du faible revenu et de l'inégalité du revenu du quartier est indépendant ou dépendant d'autres caractéristiques du quartier.

Pour vérifier si les effets sur la santé du faible revenu et de l'inégalité du revenu du quartier sont touchés par une autre caractéristique du quartier pouvant s'avérer importante, les pourcentages d'immigrants récents (ceux qui vivent au Canada depuis 10 ans ou moins) et des minorités visibles dans les quartiers ont été inclus dans les modèles hiérarchiques. Cela n'a toutefois aucunement changé les résultats de l'étude (données non présentées).

L'ENSP ne renferme aucun renseignement sur le nombre d'années que les participants à long terme ont vécu dans un quartier donné; par conséquent, il est impossible de déterminer si l'effet contextuel du faible revenu du quartier repose sur la durée de vie dans le quartier. En outre, le statut socioéconomique d'un quartier peut changer au fil du temps, ce qui fait que même les résidents à long terme peuvent ne pas avoir toujours été exposés au même type d'environnement.

L'utilisation de secteurs de recensement à titre de « quartiers » peut atténuer l'association réelle entre le statut socioéconomique du quartier et l'état de santé. Bien que les secteurs de recensement aient des caractéristiques de population et des conditions économiques similaires, ils peuvent ne pas correspondre à la perception des quartiers résidents^{6,7}. En fait, de nombreux secteurs de recensement ne sont pas homogènes pour ce qui est du revenu familial. Cependant, compte tenu de la taille limitée de l'échantillon, on n'a pas pu effectuer les analyses à partir d'unités géographiques plus petites (les secteurs de dénombrement, par exemple).

significative sur le plan statistique. D'autres corrections visant à tenir compte d'autres caractéristiques personnelles ont réduit davantage la différence, ce qui dénote que l'association entre l'importance du faible revenu du quartier et les niveaux déclarés de détresse des personnes est vraisemblablement attribuable à un effet compositionnel.

Les quartiers dont l'inégalité du revenu est la plus importante ont tendance à avoir un niveau moyen inférieur de détresse que les quartiers dont l'inégalité du revenu est la plus faible, même après avoir tenu compte du statut de faible revenu des personnes. Cette association n'est toutefois plus significative sur le plan statistique quand on tient compte dans le modèle de l'âge des personnes, parce que les quartiers où l'inégalité du revenu est la plus importante comptent la population la plus vieille et que la vieillesse est associée à des niveaux de détresse inférieurs.

Le faible revenu est un prédicteur significatif du niveau de détresse d'une personne. De plus, les personnes à faible revenu sont plus susceptibles que les autres de vivre dans des quartiers à faible revenu. Être jeune, être une femme, ne pas avoir de diplôme d'études secondaires, avoir une forte dépendance à l'alcool, fumer tous les jours et percevoir peu de soutien émotif sont des facteurs qui ont été associés à des niveaux de détresse élevés.

Le faible revenu et l'inégalité du revenu au sein des quartiers sont associés à une autoévaluation de mauvais état de santé

On a demandé aux répondants de l'ENSP d'évaluer leur propre état de santé : excellent, très bon, bon, passable ou mauvais, au moyen de cotes allant de 1 à 5, respectivement. Les cotes les plus élevées indiquaient un mauvais état de santé (voir *Définitions*). Les cotes moyennes de l'autoévaluation de l'état de santé différaient considérablement d'un quartier à l'autre de Toronto (tableau 1, tableau C en annexe). En outre, la variation entre quartiers pour ce qui est de l'autoévaluation de l'état de santé moyen est associée au taux de faible revenu du quartier et au plus haut niveau d'inégalité du revenu. Les quartiers

à faible revenu avaient tendance à avoir un niveau moyen inférieur de santé d'après l'autoévaluation.

Même quand on tenait compte du statut de faible revenu des personnes, les cotes moyennes de l'autoévaluation de l'état de santé entre les quartiers demeuraient associées au taux de faible revenu du quartier et à l'inégalité du revenu, même si la relation s'atténuait. Quand on tenait compte d'autres caractéristiques personnelles, le lien entre, d'une part, l'autoévaluation de l'état de santé et, d'autre part, le taux de faible revenu et l'inégalité du revenu au sein des quartiers demeurait significatif sur le plan statistique.

La différence moyenne de l'autoévaluation de l'état de santé entre les personnes qui vivent dans des quartiers où les taux de faible revenu sont élevés (40,0 % à 76,5 %) et celles qui vivent dans des quartiers où les taux de faible revenu sont faibles (2,1 % à 9,9 %) est d'environ 0,22, soit le cinquième de l'écart-type de la variable de l'autoévaluation de l'état de santé (0,99, tableau D en annexe) quand les autres facteurs demeurent constants. Cette différence est légèrement inférieure au coefficient de faible revenu au niveau des personnes (0,329). Si l'ampleur de la différence semble faible, c'est parce que la fourchette du résultat est limitée (1 à 5).

Les personnes dans les quartiers où l'inégalité du revenu est la plus importante ont tendance à s'autoévaluer comme étant en meilleure santé que celles qui habitent dans des quartiers où l'inégalité du revenu est inférieure, même quand on tient compte de l'ensemble des variables sélectionnées au niveau des personnes.

Alors que les personnes à faible revenu, les personnes âgées, les femmes, les personnes ayant une forte dépendance à l'alcool et les personnes étant physiquement inactives ont tendance à s'autoévaluer comme étant en mauvaise santé, les personnes qui perçoivent avoir beaucoup de soutien émotif et au moins un diplôme d'études secondaires ont tendance à s'autoévaluer en meilleure santé.

Mot de la fin

L'influence que peut ou ne pas avoir les conditions économiques du quartier sur l'état de santé des personnes, peu importe leur revenu, tient avant tout

au type de variable étudiée. L'autoévaluation de l'état de santé est significativement associée au faible revenu et à l'inégalité du revenu au sein des quartiers, même si on tient compte du statut de faible revenu des personnes et d'autres caractéristiques personnelles. Cependant, l'association entre le taux de faible revenu du quartier et la détresse n'est pas significative sur le plan statistique quand on tient compte du statut de faible revenu des personnes. De plus, le nombre de problèmes de santé chroniques déclarés n'est pas associé de manière significative au taux de faible revenu du quartier, même si on ne tient pas compte des caractéristiques personnelles. La relation entre l'inégalité du revenu du quartier, d'une part, et la détresse et le nombre de problèmes de santé chroniques, d'autre part, n'est plus significative sur le plan statistique quand on tient compte de l'âge des personnes.

Il se peut que l'autoévaluation de l'état de santé constitue une mesure plus globale de l'état de santé que les deux autres mesures. Comme on l'a suggéré dans des études antérieures, l'autoévaluation de l'état de santé peut permettre d'obtenir le portrait complet des maladies d'une personne et probablement aussi des symptômes de maladies qui n'ont pas été encore diagnostiqués mais qui sont des symptômes avant-coureurs⁵³. Des études américaines et européennes ont montré que l'autoévaluation de l'état de santé constitue un prédicteur important du début d'une condition invalidante et de la mortalité, indépendamment des autres troubles médicaux et états psychosociaux^{53,54}.

Par ailleurs, l'autoévaluation de l'état de santé est subjective, car elle correspond aux perceptions que les personnes ont de leur qualité de vie⁵. À l'opposé, les rapports sur les problèmes de santé chroniques peuvent être plus objectifs, parce qu'ils ne tiennent pas compte de la gravité de la maladie. On a demandé aux participants si le ou les problèmes avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé. De même, la détresse a été mesurée au moyen d'une échelle comptant six questions précises étroitement liées.

Des analyses approfondies ont révélé que l'interaction entre le faible revenu du quartier et le revenu des personnes n'influe pas grandement sur

l'autoévaluation de l'état de santé des personnes (données non présentées). Cela suggère que le statut de faible revenu des personnes est préjudiciable à leur état de santé général indépendamment de l'endroit où elles vivent — dans des quartiers à faible revenu ou dans des quartiers plus aisés. Par conséquent, les personnes à faible revenu qui habitent dans des quartiers à faible revenu seraient assujetties non seulement à l'effet du faible revenu personnel, mais également à l'effet contextuel du faible revenu du quartier.

Les effets sur la santé relativement faibles du faible revenu du quartier que l'analyse ont permis de soulever peuvent être partiellement attribuables à l'utilisation des secteurs de recensement pour représenter les quartiers. Les résultats sont néanmoins conformes aux conclusions des études canadiennes antérieures sur l'effet de la région géographique³⁹⁻⁴¹. Les résultats constituent également un complément à une récente étude canadienne sur la relation entre les indices sommaires de la ségrégation économique et la mortalité dans les régions métropolitaines⁵⁵.

D'autres raisons peuvent également expliquer en partie le faible effet sur la santé du faible revenu des quartiers à Toronto. Le taux de faible revenu au niveau des secteurs de recensement varie selon les cycles économiques, ce qui fait que même les résidents à long terme d'un certain quartier peuvent ne pas avoir été exposés aux mêmes conditions économiques dans le temps. En outre, une proportion élevée de personnes habitant dans les quartiers à faible revenu était de nouveaux résidents (en fonction d'une analyse des données sur la mobilité du recensement) et avait, par conséquent, été exposée aux conditions qui prévalaient dans ces quartiers pendant une courte période. La mobilité élevée des résidents de ces quartiers à faible revenu peut avoir dilué l'effet contextuel du quartier sur la santé des personnes.

Quoique faible, la relation significative entre le faible revenu du quartier et l'autoévaluation de l'état de santé suggère que la concentration géographique du statut de faible revenu et son effet potentiellement préjudiciable sur la santé personnelle n'est pas négligeable à Toronto. Bien que l'on ne puisse pas

appliquer ce résultat à l'ensemble des RMR canadiennes, on doit, à la lumière de celui-ci, surveiller et examiner l'effet du contexte socioéconomique des quartiers sur la santé de la population.

La présente étude a également permis de constater que dans les quartiers où l'inégalité du revenu est substantielle, les résidents s'étaient autoévalués en meilleure santé en moyenne que les résidents dans les quartiers où l'inégalité du revenu est relativement faible. Ces résultats semblent suggérer que l'inégalité du revenu au niveau local comporte différentes conséquences sociales et différentes conséquences sur la santé d'après l'inégalité du revenu dans les grandes communautés. L'inégalité du revenu dans les grandes communautés est associée à un environnement social qui mine la confiance et la confiance en soi²⁷. Par comparaison, l'inégalité du revenu au niveau du quartier peut refléter l'hétérogénéité économique et une faible ségrégation des classes sociales⁵⁶. ●

Références

- H. Bosma, H.D. van de Mheen, G.J. Borsboom *et al.*, « Neighbourhood socioeconomic status and all-cause mortality », *American Journal of Epidemiology*, 153(14), 2001, p. 363-371.
- K.E. Pickett et M. Pearl, « Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 55(2), 2001, p. 111-122.
- M. Shaw, D. Gordon, D. Dorling *et al.*, « Increasing mortality differentials by residential area level of poverty: Britain 1981-1997 », *Social Science and Medicine*, 51(1), 2000, p. 151-153.
- M. Hayes, « 'Man, disease and environmental associations': from medical geography to health inequalities », *Progress in Human Geography*, 23, 1999, p. 289-296.
- M. Malmstrom, J. Sundquist et S.E. Johansson, « Neighborhood environment and self-rated health status: A multilevel analysis », *American Journal of Public Health*, 89(8), 1999, p. 1181-1186.
- I.H. Yen et G.A. Kaplan, « Neighborhood social environment and risk of death: Multilevel evidence from the Alameda County study », *American Journal of Epidemiology*, 149(10), 1999, p. 898-907.
- S.A. Robert, « Community-level socioeconomic status effects on adult health », *Journal of Health and Social Behavior*, 39, 1998, p. 18-37.
- A. Ellaway, A. Anderson et S. Macintyre, « Does area of residence affect body size and shape? », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 21(4), 1997, p. 304-308.
- S. Karvonen et A.H. Rimpela, « Urban small area variation in adolescents' health behaviour », *Social Science and Medicine*, 45(7), 1997, p. 1089-1098.
- D.S. Massey et N.A. Denton, *American Apartheid: Segregation and the Making of the Underclass*, Cambridge, Harvard University Press, 1993.
- E.T. van Kempen, « The dual city and the poor: social polarisation, social segregation and life chances », *Urban Studies*, 31, 1994, p. 995-1015.
- L.J. Wacquant et W.J. Wilson, « The cost of racial and class exclusion in the inner city », *Annals of the American Academy of Political and Social Sciences*, 501, 1989, p. 8-25.
- W.J. Wilson, *The Truly Disadvantaged: The Inner City, The Underclass, and Public Policy*, Chicago, University of Chicago Press, 1987.
- A.V. Diez-Roux, « Bring context back into epidemiology: variables and fallacies in multivariate analysis », *American Journal of Public Health*, 88(2), 1998, p. 216-222.
- I. Kawachi, B. Kennedy et R. Glass, « Social capital and self-rated health: A contextual analysis », *American Journal of Public Health*, 89(8), 1999, p. 1187-1193.
- B.P. Kennedy, I. Kawachi, D. Prothrow-Stith *et al.*, « Social capital, income inequality, and firearm violent crime », *Social Science and Medicine*, 47(10), 1998, 7-17, 1637.
- N.A. Ross, K.M. Nobrega et J.R. Dunn, « Economic segregation and mortality in North American metropolitan areas », *GeoJournal*, 53, 2002, p. 117-124.
- R.J. Sampson, S.W. Raudenbush et F. Earls, « Neighbourhoods and violent crime: A multilevel study of collective efficacy », *Science*, 277(5328), 1997, p. 918-924.
- S.E. Taylor, R.L. Repetti et T. Seeman, « Health psychology: what is an unhealthy environment and how does it get under the skin? », *Annual Review of Psychology*, 48, 1997, p. 411-447.
- J. Crane, « The epidemic theory of ghettos and neighbourhood effects on dropping out and teenage childbearing », *American Journal of Sociology*, 96, 1991, p. 1226-1259.
- C. Jencks et S. Mayer, « The social consequences of growing up in a poor neighbourhood: A review », publié sous la direction de M. McGeary et L. Lynn, *Concentrated Urban Poverty in America*, Washington, DC, National Academy, 1990.
- Wagstaff et E. van Doorslaer, « Income inequality and health: What does the literature tell us? », *Annual Review of Public Health*, 21, 2000, p. 543-67.
- R. Wilkinson, *Unhealthy Societies—The Afflictions of Inequality*, London, Routledge, 1996.
- C.E. Ross, « Neighbourhood disadvantage and adult depression », *Journal of Health and Social Behavior*, 41, 2000, p. 177-187.
- G.A. Kaplan, E.R. Pamuk, J.W. Lynch *et al.*, « Inequality in income and mortality in the United States: Analysis of mortality and potential pathways », *British Medical Journal*, 313, 1996, p. 999-1003.

26. Kawachi et B.P. Kennedy, « The relationship of income inequality to mortality: Does the choice of indicator matter? », *Social Science and Medicine*, 46, 1997, p. 1121-1127.
27. R. Wilkinson, « Income inequality, social cohesion, and health: Clarifying the theory », *International Journal of Health Services*, 29, 1999, p. 525-543.
28. B.P. Kennedy, I. Kawachi, R. Glass *et al.*, « Income distribution, socioeconomic status, and self-rated health in the United States: multilevel analysis », *British Medical Journal*, 317, 1998, p. 917-921.
29. M.J. Soobader et F.B. LeClere, « Aggregation and the measurement of income inequality effects on morbidity », *Social Science and Medicine*, 48, 1999, p. 733-744.
30. Statistique Canada, *Série profils : tous les niveaux géographiques* (n° 95F0253XCB96000 au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1998.
31. Kawachi, B.P. Kennedy, K. Lochner *et al.*, « Social capital, income inequality and mortality », *American Journal of Public Health*, 87, 1997, p. 1491-1498.
32. 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).
33. 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).
34. K.K. Lee, *La pauvreté urbaine au Canada : un profil statistique*, Ottawa, Conseil canadien de développement social, 2000.
35. J. Myles, G. Picot et W. Pyper, *Inégalité entre les quartiers des villes canadiennes* (document de recherche de la Direction des études analytiques, n° 160, 11F0019MPF), Ottawa, Statistique Canada, 2000.
36. M. Hatfield, *Concentration de la pauvreté et de la détresse sociale dans les quartiers urbains du Canada*, document de travail n° W-97-1F, Ottawa, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, 1997.
37. R.H. Glazier, E.M. Badley, J.E. Gilbert *et al.*, « The nature of increased hospital use in poor neighbourhoods: findings from a Canadian inner city », *La revue canadienne de santé publique*, 91, 2000, p. 268-273.
38. N. Frohlich et C.A. Mustard, « A regional comparison of socioeconomic and health indices in a Canadian province », *Social Science and Medicine*, 42(9), 1996, p. 1273-1281.
39. M.H. Boyle et E.L. Lipman, *Le lien a-t-il de l'importance? Une analyse hiérarchique des écarts attribuables à des considérations géographiques sur le comportement des enfants au Canada*, document de travail n° W-98-16F, Ottawa, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, 1998.
40. M.H. Boyle et J.D. Willms, « Place effects for areas defined by administrative boundaries », *American Journal of Epidemiology*, 149(6), 1999, p. 577-585.
41. R. Pampalon, C. Duncan, S.V. Subramanian *et al.*, « Geographies of health perception in Quebec: a multilevel perspective », *Social Science and Medicine*, 48, 1999, p. 1483-1490.
42. R. Wilkins, *Santé FCCP+, géocodes/FCCP version 3E, logiciel de codage géographique basé sur les fichiers de conversion des codes postaux de Statistique Canada*, Division des enquêtes sociales et économiques, Ottawa, Statistique Canada, 2000.
43. Statistique Canada, *Dictionnaire du recensement de 1996* (n° 92-351-16686-0 au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1997.
44. A.S. Bryk et A.W. Raudenbush, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Newbury Park, California, SAGE Publications Ltd, 1992.
45. A.W. Raudenbush, A.S. Bryk, Y.F. Cheong *et al.*, *HLM™ 5: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, Lincolnwood, Illinois, Scientific Software International Inc., 2000.
46. B. Paquet, *Les seuils de faible revenu de 1991 à 2000 et les mesures de faible revenu de 1990 à 1999* (n° 75F0002MIF2001007 au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 2001.
47. N. Buck, « Identifying neighbourhood effects on social exclusion », *Urban Studies*, 38, 2001, p. 2251-2275.
48. H. Gravelle, « How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artifact? », *British Medical Journal*, 316, 1998, p. 382-385.
49. P. Jargowsky, *Poverty and Place: Ghettos, Barrios and the American City*, New York, Russell Sage Foundation, 1996.
50. Kazempiur et S.S. Halli, « Neighbourhood poverty in Canadian cities », *Cahiers canadiens de sociologie*, 25, 2000, p. 370-381.
51. M.C. Wolfson et J.M. Evans, *Statistics Canada's Low-income Cutoffs: Methodological Concerns and Possibilities*, Ottawa, Statistique Canada, 1990.
52. R.C. Kessler, G. Andrews, D. Mroczek *et al.*, « The World Health Organization Composite International Diagnostic Interview Short Form (CIDI-SF) », *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 7, 1998, p. 171-185.
53. E.L. Idler et Y. Benyamini, « Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies », *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 1997, p. 21-37.
54. K.F. Ferraro, M.M. Farmer et J.A. Wybraniec, « Health trajectories: long-term dynamics among black and white adults », *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 1997, p. 38-54.
55. N.A. Ross, M.C. Wolfson, J.R. Dunn *et al.*, « Relation between income inequality and mortality in Canada and in the United States: Cross sectional assessment using census data and vital statistics », *British Medical Journal*, 320, 2000, p. 989-902.
56. G.A. Kaplan et J.W. Lynch, « Is economic policy health policy? », *American Journal of Public Health*, 91(3), 2001, p. 351-353.

Annexe

Tableau A

Modèles linéaires hiérarchiques pour un certain nombre de problèmes de santé chroniques diagnostiqués, région métropolitaine de recensement de Toronto, 1996-1997

| Étape 1, (données non corrigées) | | Modèle 1 : Analyse de la variance à un critère de classification | | | Modèle 2 : Moyennes comme résultat | | |
|--|---------------------------|--|-----------|---------------------------|------------------------------------|-----------|--|
| Effet fixe | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | |
| Moyennes du quartier : | | | | | | | |
| Coordonnée à l'origine | 1,096*** | 0,019 | 57,8 | 1,043*** | 0,044 | 24,0 | |
| Faible revenu moyen-inférieur | ... | ... | ... | -0,016 | 0,047 | -0,3 | |
| Faible revenu moyen-supérieur | ... | ... | ... | -0,015 | 0,050 | -0,3 | |
| Faible revenu supérieur | ... | ... | ... | -0,024 | 0,089 | -0,3 | |
| Inégalité du revenu moyenne-inférieure | ... | ... | ... | 0,035 | 0,049 | 0,7 | |
| Inégalité du revenu moyenne-supérieure | ... | ... | ... | 0,107 | 0,056 | 1,9 | |
| Inégalité du revenu supérieure | ... | ... | ... | 0,122* | 0,055 | 2,2 | |
| | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | |
| Effet aléatoire | | | | | | | |
| Moyenne du quartier | 0,077 | 796 | 1141,2*** | 0,076 | 790 | 1131,3*** | |
| Niveau personnel | 1,958 | ... | ... | 1,957 | ... | ... | |
| Étape 2, (données corrigés pour le statut de faible revenu personnel) | | Modèle 1 : Analyse de la covariance à un critère de classification | | | Modèle 2 : Moyennes comme résultat | | |
| Effet fixe | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | |
| Moyennes du quartier : | | | | | | | |
| Coordonnée à l'origine | 1,100*** | 0,019 | 58,1 | 1,067*** | 0,044 | 24,5 | |
| Faible revenu moyen-inférieur | ... | ... | ... | -0,023 | 0,047 | -0,5 | |
| Faible revenu moyen-supérieur | ... | ... | ... | -0,044 | 0,049 | -0,9 | |
| Faible revenu supérieur | ... | ... | ... | -0,084 | 0,088 | -1,0 | |
| Inégalité du revenu moyenne-inférieure | ... | ... | ... | 0,033 | 0,049 | 0,7 | |
| Inégalité du revenu moyenne-supérieure | ... | ... | ... | 0,105 | 0,056 | 1,9 | |
| Inégalité du revenu supérieure | ... | ... | ... | 0,116* | 0,055 | 2,1 | |
| Caractéristiques personnelles : | | | | | | | |
| Status de faible revenu | 0,383*** | 0,086 | 4,4 | 0,385*** | 0,086 | 4,5 | |
| Revenu personnel manquant | -0,108** | 0,039 | -2,8 | -0,107** | 0,039 | -2,7 | |
| | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | |
| Effet aléatoire | | | | | | | |
| Moyennes du quartier | 0,077 | 796 | 1141,3*** | 0,077 | 790 | 1132,4*** | |
| Niveau personnel | 1,943 | ... | ... | 1,942 | ... | ... | |
| Étape 3, (données corrigés pour le statut du faible revenu personnel, l'âge, le sexe, la scolarité, la dépendance à l'alcool, la consommation de cigarettes, l'inactivité physique et le soutien émotif) | | Modèle 1 : Analyse de la covariance à un critère de classification | | | Modèle 2 : Moyennes comme résultat | | |
| Effet fixe | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | |
| Moyennes du quartier : | | | | | | | |
| Coordonné à l'origine | 1,147*** | 0,018 | 63,1 | 1,140*** | 0,041 | 27,6 | |
| Faible revenu moyen-inférieur | ... | ... | ... | -0,000 | 0,045 | -0,0 | |
| Faible revenu moyen-supérieur | ... | ... | ... | -0,029 | 0,047 | -0,6 | |
| Faible revenu supérieur | ... | ... | ... | -0,004 | 0,079 | -0,0 | |
| Inégalité du revenu moyenne-inférieure | ... | ... | ... | -0,008 | 0,046 | -0,2 | |
| Inégalité du revenu moyenne-supérieure | ... | ... | ... | 0,041 | 0,052 | 0,8 | |
| Inégalité du revenu supérieure | ... | ... | ... | 0,043 | 0,052 | 0,8 | |
| Caractéristiques personnelles : | | | | | | | |
| Status de faible revenu | 0,328*** | 0,054 | 6,0 | 0,329*** | 0,075 | 4,4 | |
| Revenu personnel manquant | -0,089* | 0,033 | -2,7 | -0,089* | 0,036 | -2,4 | |
| Âge | 0,028*** | 0,001 | 25,5 | 0,028*** | 0,001 | 25,3 | |
| Femmes | 0,350*** | 0,033 | 10,8 | 0,350*** | 0,033 | 10,8 | |
| Diplôme d'études secondaires ou plus | -0,164*** | 0,039 | -4,2 | -0,167*** | 0,039 | -4,3 | |
| Dépendance à l'alcool | 0,099** | 0,032 | 3,1 | 0,098** | 0,032 | 3,1 | |
| Fumeur | 0,089* | 0,045 | 2,0 | 0,089* | 0,045 | 2,0 | |
| Inactivité physique | -0,026 | 0,021 | -1,2 | -0,024 | 0,021 | -1,1 | |
| Soutien émotif perçu | -0,096*** | 0,030 | -3,2 | -0,095** | 0,031 | -3,1 | |
| | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | |
| Effet aléatoire | | | | | | | |
| Moyennes du quartier | 0,065 | 796 | 1143,8*** | 0,066 | 790 | 1140,4*** | |
| Niveau personnel | 1,687 | ... | ... | 1,687 | ... | ... | |

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

* $p \leq 0,05$.

** $p \leq 0,01$.

*** $p \leq 0,001$.

Tableau B

Modèles linéaires hiérarchiques pour le niveau de détresse personnel, région métropolitaine de recensement de Toronto, 1996-1997

| Étape 1, (données non corrigés) | | | | Modèle 1 : Analyse de la variance à un critère de classification | | | Modèle 2 : Moyennes comme résultat | | |
|--|---------------------------|-------------------|-----------|--|-------------------|-----------|------------------------------------|-------------------|-----------|
| Effet fixe | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Coefficient | Erreur-type | ratio-t |
| Moyennes du quartier : | | | | | | | | | |
| Coordonnée à l'origine | 2,236*** | 0,041 | 55,2 | 2,214*** | 0,100 | 22,1 | 2,214*** | 0,100 | 22,1 |
| Faible revenu moyen-inférieur | ... | ... | ... | 0,169 | 0,103 | 1,6 | 0,169 | 0,103 | 1,6 |
| Faible revenu moyen-supérieur | ... | ... | ... | 0,251* | 0,113 | 2,2 | 0,251* | 0,113 | 2,2 |
| Faible revenu supérieur | ... | ... | ... | 0,393* | 0,163 | 2,4 | 0,393* | 0,163 | 2,4 |
| Inégalité du revenu moyenne-inférieure | ... | ... | ... | -0,141 | 0,119 | -1,2 | -0,141 | 0,119 | -1,2 |
| Inégalité du revenu moyenne-supérieure | ... | ... | ... | -0,162 | 0,126 | -1,3 | -0,162 | 0,126 | -1,3 |
| Inégalité du revenu supérieure | ... | ... | ... | -0,318* | 0,119 | -2,7 | -0,318* | 0,119 | -2,7 |
| Effet aléatoire | | | | | | | | | |
| Moyennes du quartier | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré |
| Moyennes du quartier | 0,369 | 796 | 1143,8*** | 0,352 | 790 | 1122,2*** | 0,352 | 790 | 1122,2*** |
| Niveau personnel | 8,783 | ... | ... | 8,783 | ... | ... | 8,783 | ... | ... |
| Étape 2, (données corrigés pour l'état de faible revenu personnel) | | | | Modèle 1 : Analyse de la covariance à un critère de classification | | | Modèle 2 : Moyennes comme résultat | | |
| Effet fixe | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Coefficient | Erreur-type | ratio-t |
| Moyennes du quartier : | | | | | | | | | |
| Coordonnée à l'origine | 2,245*** | 0,040 | 55,7 | 2,283*** | 0,101 | 22,5 | 2,283*** | 0,101 | 22,5 |
| Faible revenu moyen-inférieur | ... | ... | ... | 0,143 | 0,103 | 1,4 | 0,143 | 0,103 | 1,4 |
| Faible revenu moyen-supérieur | ... | ... | ... | 0,162 | 0,112 | 1,4 | 0,162 | 0,112 | 1,4 |
| Faible revenu supérieur | ... | ... | ... | 0,218 | 0,160 | 1,4 | 0,218 | 0,160 | 1,4 |
| Inégalité du revenu moyenne-inférieure | ... | ... | ... | -0,145 | 0,119 | -1,2 | -0,145 | 0,119 | -1,2 |
| Inégalité du revenu moyenne-supérieure | ... | ... | ... | -0,168 | 0,126 | -1,3 | -0,168 | 0,126 | -1,3 |
| Inégalité du revenu supérieure | ... | ... | ... | -0,334* | 0,119 | -2,8 | -0,334* | 0,119 | -2,8 |
| Caractéristiques personnelles : | | | | | | | | | |
| Statut de faible revenu | 1,156*** | 0,187 | 6,2 | 1,146*** | 0,188 | 6,1 | 1,146*** | 0,188 | 6,1 |
| Revenu personnel manquant | -0,158 | 0,087 | -1,8 | -0,161 | 0,087 | -1,9 | -0,161 | 0,087 | -1,9 |
| Effet aléatoire | | | | | | | | | |
| Moyennes du quartier | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré |
| Moyennes du quartier | 0,366 | 796 | 1146,9*** | 0,354 | 790 | 1128,1*** | 0,354 | 790 | 1128,1*** |
| Niveau personnel | 8,671 | ... | ... | 8,672 | ... | ... | 8,672 | ... | ... |
| Étape 3, (données corrigés pour le statut du faible revenu personnel, l'âge, le sexe, la scolarité, la dépendance à l'alcool, la consommation de cigarettes, l'inactivité physique et le soutien émotif) | | | | Modèle 1 : Analyse de la covariance à un critère de classification | | | Modèle 2 : Moyennes comme résultat | | |
| Effet fixe | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Coefficient | Erreur-type | ratio-t |
| Moyennes du quartier : | | | | | | | | | |
| Coordonnée à l'origine | 2,230*** | 0,038 | 58,05 | 2,281*** | 0,097 | 23,6 | 2,281*** | 0,097 | 23,6 |
| Faible revenu moyen-inférieur | ... | ... | ... | 0,125 | 0,099 | 1,3 | 0,125 | 0,099 | 1,3 |
| Faible revenu moyen-supérieur | ... | ... | ... | 0,078 | 0,107 | 0,7 | 0,078 | 0,107 | 0,7 |
| Faible revenu supérieur | ... | ... | ... | 0,012 | 0,155 | 0,1 | 0,012 | 0,155 | 0,1 |
| Inégalité du revenu moyenne-inférieure | ... | ... | ... | -0,094 | 0,114 | -0,8 | -0,094 | 0,114 | -0,8 |
| Inégalité du revenu moyenne-supérieure | ... | ... | ... | -0,180 | 0,121 | -1,5 | -0,180 | 0,121 | -1,5 |
| Inégalité du revenu supérieure | ... | ... | ... | -0,217 | 0,114 | -1,9 | -0,217 | 0,114 | -1,9 |
| Caractéristiques personnelles : | | | | | | | | | |
| Statut de faible revenu | 0,861*** | 0,182 | 4,7 | 0,872*** | 0,183 | 4,8 | 0,872*** | 0,183 | 4,8 |
| Revenu personnel manquant | -0,203* | 0,084 | -2,4 | -0,205* | 0,084 | -2,4 | -0,205* | 0,084 | -2,4 |
| Âge | -0,019*** | 0,002 | -8,2 | -0,019*** | 0,002 | -8,1 | -0,019*** | 0,002 | -8,1 |
| Femmes | 0,657*** | 0,076 | 8,7 | 0,659*** | 0,076 | 8,7 | 0,659*** | 0,076 | 8,7 |
| Diplôme d'études secondaires ou plus | -0,288** | 0,100 | -2,9 | -0,281** | 0,100 | -2,8 | -0,281** | 0,100 | -2,8 |
| Dépendance à l'alcool | 0,431*** | 0,096 | 4,5 | 0,433*** | 0,096 | 4,5 | 0,433*** | 0,096 | 4,5 |
| Fumeur | 0,584*** | 0,113 | 5,2 | 0,583*** | 0,112 | 5,2 | 0,583*** | 0,112 | 5,2 |
| Inactivité physique | 0,050 | 0,047 | 1,1 | 0,047 | 0,047 | 1,0 | 0,047 | 0,047 | 1,0 |
| Soutien émotif perçu | -0,654*** | 0,082 | -7,9 | -0,656*** | 0,082 | -8,0 | -0,656*** | 0,082 | -8,0 |
| Effet aléatoire | | | | | | | | | |
| Moyennes du quartier | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré |
| Moyennes du quartier | 0,314 | 796 | 1114,8*** | 0,311 | 790 | 1103,7*** | 0,311 | 790 | 1103,7*** |
| Individual level | 8,222 | ... | ... | 8,224 | ... | ... | 8,224 | ... | ... |

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

* $p \leq 0,05$.** $p \leq 0,01$.*** $p \leq 0,001$.

Tableau C

Modèles linéaires hiérarchiques pour l'autoévaluation de l'état de santé, région métropolitaine de recensement de Toronto, 1996-1997

| Étape 1, (données non corrigés) | Modèle 1 : Analyse de la variance à un critère de classification | | | Modèle 2 : Moyennes comme résultat | | |
|---|---|--------------------------|------------------|---|--------------------------|------------------|
| | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Coefficient | Erreur-type | ratio-t |
| Effet fixe | | | | | | |
| Moyennes du quartier : | | | | | | |
| Coordonnée à l'origine | 2,182*** | 0,013 | 165,3 | 2,109*** | 0,027 | 77,6 |
| Faible revenu moyen-inférieur | ... | ... | ... | 0,086** | 0,029 | 2,9 |
| Faible revenu moyen-supérieur | ... | ... | ... | 0,187*** | 0,033 | 5,7 |
| Faible revenu supérieur | ... | ... | ... | 0,275*** | 0,056 | 4,9 |
| Inégalité du revenu moyenne-inférieure | ... | ... | ... | -0,017 | 0,035 | -0,5 |
| Inégalité du revenu moyenne-supérieure | ... | ... | ... | -0,054 | 0,040 | -1,4 |
| Inégalité du revenu supérieure | ... | ... | ... | -0,112** | 0,036 | -3,1 |
| | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré |
| Moyennes du quartier | 0,042 | 796 | 1190,9*** | 0,037 | 790 | 1126,3*** |
| Niveau personnel | 0,893 | ... | ... | 0,891 | ... | ... |
| Étape 2, (données corrigés pour l'état de faible revenu personnel) | Modèle 1 : Analyse de la covariance à un critère de classification | | | Modèle 2 : Moyennes comme résultat | | |
| | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Coefficient | Erreur-type | ratio-t |
| Effet fixe | | | | | | |
| Moyennes du quartier : | | | | | | |
| Coordonnée à l'origine | 2,183*** | 0,013 | 166,8 | 2,133*** | 0,027 | 77,9 |
| Faible revenu moyen-inférieur | ... | ... | ... | 0,074* | 0,029 | 2,5 |
| Faible revenu moyen-supérieur | ... | ... | ... | 0,154*** | 0,033 | 4,7 |
| Faible revenu supérieur | ... | ... | ... | 0,216*** | 0,056 | 3,9 |
| Inégalité du revenu moyenne-inférieure | ... | ... | ... | -0,018 | 0,035 | -0,5 |
| Inégalité du revenu moyenne-supérieure | ... | ... | ... | -0,056 | 0,040 | -1,4 |
| Inégalité du revenu supérieure | ... | ... | ... | -0,117** | 0,037 | -3,2 |
| Caractéristiques personnelles : | | | | | | |
| Status de faible revenu | 0,415*** | 0,057 | 7,3 | 0,394*** | 0,058 | 6,8 |
| Revenu personnel manquant | -0,030 | 0,029 | 1,00 | 0,026 | 0,029 | 0,9 |
| | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré |
| Moyennes du quartier | 0,041 | 796 | 1183,1*** | 0,037 | 790 | 1136,4*** |
| Niveau personnel | 0,882 | ... | ... | 0,881 | ... | ... |
| Étape 3, (données corrigés pour le statut du faible revenu personnel, l'âge, le sexe, la scolarité, la dépendance à l'alcool, la consommation de cigarettes, l'inactivité physique et le soutien émotif) | Modèle 1 : Analyse de la covariance à un critère de classification | | | Modèle 2 : Moyennes comme résultat | | |
| | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Coefficient | Erreur-type | ratio-t |
| Effet fixe | | | | | | |
| Moyennes du quartier : | | | | | | |
| Coordonnée à l'origine | 2,198*** | 0,013 | 175,0 | 2,164*** | 0,027 | 80,0 |
| Faible revenu moyen-inférieur | ... | ... | ... | 0,076** | 0,029 | 2,6 |
| Faible revenu moyen-supérieur | ... | ... | ... | 0,138*** | 0,032 | 4,4 |
| Faible revenu supérieur | ... | ... | ... | 0,220*** | 0,052 | 4,2 |
| Inégalité du revenu moyenne-inférieure | ... | ... | ... | -0,035 | 0,033 | -1,1 |
| Inégalité du revenu moyenne-supérieure | ... | ... | ... | -0,076 | 0,039 | -2,0 |
| Inégalité du revenu supérieure | ... | ... | ... | -0,124** | 0,035 | -3,5 |
| Caractéristiques personnelles : | | | | | | |
| Status de faible revenu | 0,346*** | 0,053 | 6,5 | 0,329*** | 0,054 | 6,1 |
| Revenu personnel manquant | 0,016 | 0,028 | 0,6 | 0,014 | 0,028 | 0,5 |
| Âge | 0,012*** | 0,001 | 16,2 | 0,012*** | 0,001 | 16,5 |
| Femmes | 0,065** | 0,026 | 2,5 | 0,064* | 0,026 | 2,5 |
| Diplôme d'études secondaires ou plus | -0,252*** | 0,030 | -8,4 | -0,246*** | 0,030 | -8,1 |
| Dépendance à l'alcool | 0,085*** | 0,025 | 3,4 | 0,088** | 0,025 | 3,5 |
| Fumeur | 0,164*** | 0,033 | 4,9 | 0,161*** | 0,033 | 4,9 |
| Inactivité physique | 0,133*** | 0,015 | 9,0 | 0,129*** | 0,015 | 8,7 |
| Soutien émotif perçu | -0,070** | 0,023 | -3,1 | -0,065** | 0,023 | -2,9 |
| | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré | Composante de la variance | Degrés de liberté | Chi-carré |
| Moyennes du quartier | 0,036 | 796 | 1183,2*** | 0,033 | 790 | 1141,5*** |
| Niveau personnel | 0,813 | ... | ... | 0,812 | ... | ... |

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

* $p \leq 0,05$.** $p \leq 0,01$.*** $p \leq 0,001$.

Tableau D
**Certaines caractéristiques, région métropolitaine de
 recensement de Toronto, 1996-1997**

| Variables | Taille de l'échantillon | Distribution de la fréquence pondérée ou moyenne (écart-type) |
|--|-------------------------|---|
| Quartier | | |
| Taux de faible revenu du quartier | | |
| Inférieur (2,1 %-9,9 %) | 181 | 22,7 % |
| Moyen-inférieur (10,0 %-19,9 %) | 258 | 32,3 % |
| Moyen-supérieur (20,0 %-39,8 %) | 294 | 36,8 % |
| Supérieur (40,0 %-76,5 %) | 65 | 8,2 % |
| Coefficient de variation, revenu de la famille | | |
| Inégalité inférieure (CV=0,44-0,61) | 199 | 24,9 % |
| Inégalité moyenne-inférieure (CV=0,61-0,70) | 200 | 25,1 % |
| Inégalité moyenne-supérieure (CV=0,70-0,84) | 199 | 24,9 % |
| Inégalité supérieure (CV=0,84-3,69) | 200 | 25,1 % |
| Personnel | | |
| Autoévaluation de l'état de santé | 8 617 | 1,11 (1,44) |
| Niveau de détresse | 8 308 | 2,25 (3,03) |
| Nombre de problèmes de santé chroniques | 8 682 | 2,22 (0,99) |
| Statut de faible revenu | | |
| Oui | 796 | 8,7 % |
| Non | 5 480 | 61,5 % |
| Revenu non déclaré | 2 406 | 29,8 % |
| Âge | 8 682 | 40,80 (17,86) |
| Sexe | | |
| Hommes | 4 092 | 49,0 % |
| Femmes | 4 590 | 51,0 % |
| Scolarité | | |
| Inférieur aux études supérieures | 1 834 | 24,7 % |
| Diplôme d'études supérieures ou plus | 6 741 | 75,3 % |
| Dépendance à l'alcool | 8 682 | 0,10 (0,51) |
| Fumeur quotidien | | |
| Oui | 7 045 | 17,3 % |
| Non | 1 637 | 82,8 % |
| Inactivité physique | 8 473 | 2,40 (0,78) |
| Soutien émotif perçu | 8 682 | 3,80 (0,66) |

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

Validité de l'autodéclaration en matière d'assurance-médicaments

Paul Grootendorst, Edward C. Newman et Mitchell A.H. Levine

Résumé

Objectifs

Le présent article évalue la validité des données sur la couverture par un régime d'assurance-médicaments telle que déclarée lors de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997.

Source des données

Les données proviennent de la composante transversale des ménages de l'ENSP réalisée en 1996-1997 par Statistique Canada.

Techniques d'analyse

La plupart des personnes âgées et tous les bénéficiaires de l'aide sociale ont droit aux prestations du régime d'assurance-médicaments offert par leur gouvernement provincial. On a calculé la proportion de participants à l'ENSP admissibles à un tel régime qui ont déclaré être couverts en 1996-1997. Les déterminants de l'autodéclaration de la couverture ont été évalués par régression logit.

Principaux résultats

Seulement 51 % des personnes âgées et 46 % des bénéficiaires de l'aide sociale admissibles à un régime provincial d'assurance-médicaments ont déclaré être couverts en 1996-1997. La probabilité de déclarer être couverts était généralement plus forte dans les provinces où les régimes couvrant les médicaments sur ordonnance n'imposaient pas de franchise.

Mots-clés

Validité de l'enquête, autodéclaration, personnes âgées, bénéficiaires de l'aide sociale.

Auteurs

Paul Grootendorst (416-946-3994; paul.grootendorst@utoronto.ca) travaille à la faculté de pharmacie, Université de Toronto, Toronto, Ontario, M5S 2S2; Edward C. Newman travaille à l'Ontario Medical Association et Mitchell A.H. Levine, au Centre for Evaluation of Medicines.

La question de la subvention des frais de médicaments sur ordonnance par l'État fait, à l'heure actuelle, l'objet d'un débat tant au Canada¹ qu'aux États-Unis. Le Canada est doté d'un régime national de santé, mais il ne couvre que les médicaments sur ordonnance prescrits lors d'un séjour à l'hôpital. Toutefois, les gouvernements provinciaux offrent un régime d'assurance-médicaments à la plupart des personnes âgées et des personnes à faible revenu, ainsi qu'à d'autres groupes dont les dépenses en médicaments sont élevées compte tenu de leur revenu². Les participants au Forum national sur la santé qui a eu lieu récemment ont demandé que la couverture des régimes d'assurance-médicaments soit étendue à tous les résidents, indépendamment de l'âge ou du revenu³.

L'intérêt stratégique croissant accordé à cette question crée un besoin de renseignements quant au nombre et aux caractéristiques des personnes qui bénéficient de divers niveaux de couverture par un régime d'assurance-médicaments. À cet égard, l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada

pourrait être une source utile de renseignements. En effet, les données tirées de l'ENSP sont représentatives de la population de toutes les provinces et contiennent des renseignements récents sur l'assurance-médicaments, l'utilisation des services de santé, l'état de santé et les caractéristiques socioéconomiques (voir *Source des données*). Toutefois, des données recueillies aux États-Unis font planer un doute sur la validité des renseignements autodéclarés en matière d'assurance-santé^{4,6}.

L'article repose sur les renseignements tirés de l'ENSP de 1996-1997. Ces renseignements permettent ici d'évaluer la qualité des données en

matière de couverture par une assurance-médicaments. L'analyse présente les taux de couverture autodéclarée pour les personnes âgées et les bénéficiaires de l'aide sociale admissibles à une assurance-médicaments qui n'exige le versement d'aucune prime, et ce, aux termes des régimes mis en place par les gouvernements provinciaux (voir *Source de données, Techniques d'analyse, Définitions et Limites*). En principe, si les participants à l'enquête étaient bien informés, presque tous devraient avoir déclaré être couverts par une forme ou l'autre d'assurance, et le pourcentage ne devrait pas varier considérablement d'une province à l'autre.

Source des données

Le présent article se fonde sur des données provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, cette enquête est conçue pour recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population canadienne. Elle couvre les membres des ménages et les résidents des établissements de santé de toutes les provinces et des territoires, sauf les habitants des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. L'ENSP comprend une composante longitudinale et une composante transversale.

La présente analyse de la couverture par un régime d'assurance-médicaments chez les personnes âgées et les bénéficiaires de l'aide sociale s'appuie sur les données de la composante transversale du deuxième cycle de l'ENSP réalisée en 1996-1997. Les données analysées ont trait à la population à domicile des 10 provinces.

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

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

Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé, ainsi que les données du Fichier général sur les personnes qui ont fourni ces renseignements.

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

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

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

Une description plus détaillée du plan de sondage, de l'échantillon et des méthodes d'interview figure dans d'autres rapports déjà publiés^{7,8}.

La présente analyse porte sur des données recueillies auprès d'un échantillon de 13 363 personnes de 65 ans et plus et de 2 033 personnes de 18 à 64 ans qui bénéficiaient de l'aide sociale.

Toutefois, il se pourrait, pour plusieurs raisons, que les participants à l'ENSP couverts par un régime provincial d'assurance-médicaments n'en ait pas fait la déclaration. Ces participants se sont vu demander s'ils bénéficiaient d'une « assurance » couvrant les frais de médicaments sur ordonnance, quelle qu'en soit la source. Or, parmi ces personnes, certaines pourraient ne pas s'être rendu compte que leur régime provincial couvrant les médicaments constitue une forme d'assurance. En outre, la mesure dans laquelle les participants à l'enquête savent s'ils sont couverts par un régime d'assurance-médicaments varie vraisemblablement en fonction de leur consommation de médicaments sur ordonnance et des prestations qu'ils reçoivent; ceux qui ne prennent pas ce genre de médicaments pourraient être moins bien renseignés sur le régime provincial. Enfin, si la franchise du régime provincial est élevée, les personnes qui achètent peu de médicaments pourraient penser qu'elles ne sont pas couvertes. Par conséquent, l'analyse examine ici les facteurs associés à l'autodéclaration de la couverture par un régime d'assurance-médicaments. Ces facteurs sont notamment les caractéristiques socioéconomiques, l'existence de problèmes de santé chroniques, le nombre de médicaments consommés et la déclaration par procuration.

Régimes provinciaux d'assurance-médicaments

La plupart des personnes âgées et tous les bénéficiaires de l'aide sociale sont couverts, dans une certaine mesure, par leur régime provincial d'assurance-médicaments. Cependant le niveau de couverture et les conditions de partage des frais varient selon la province.

En 1996-1997, toutes les provinces exigeaient que les personnes âgées payent une partie de leurs frais de médicaments (tableau A en annexe). Sauf en Ontario, au Nouveau-Brunswick et à l'Île-du-Prince-Édouard, le taux de partage des frais correspondait à un pourcentage du coût des ingrédients médicinaux et(ou) des frais d'exécution d'ordonnance. Les régimes de Terre-Neuve, de l'Île-du-Prince-Édouard, du Nouveau-Brunswick (revenu élevé), de l'Ontario et de l'Alberta ne

précisaient pas le montant maximal de la contribution du bénéficiaire, mais, à part Terre-Neuve, chacune de ces provinces limitait la contribution personnelle par prescription.

L'assurance-médicaments offerte aux bénéficiaires de l'aide sociale est le plus complet des régimes provinciaux d'assurance-médicaments s'adressant à un groupe de bénéficiaires particuliers (tableau B en annexe). En 1996-1997, Terre-Neuve, l'Île-du-Prince-Édouard, le Manitoba et la Colombie-Britannique n'exigeaient aucun partage des frais. Dans les autres provinces, le copaiement variait de 2 \$ en Ontario, en Saskatchewan et en Alberta à 4 \$ au Nouveau-Brunswick. Le Québec imposait une franchise mensuelle et un taux de coassurance subordonnés à une contribution personnelle maximale de l'assuré.

La moitié des personnes âgées disent être couvertes

À peine 51 % des personnes âgées qui étaient admissibles à un régime provincial d'assurance-médicaments n'exigeant pas le versement de primes ont déclaré, lors de l'ENSP de 1996-1997, qu'une assurance couvrait entièrement ou partiellement leurs frais de médicaments sur ordonnance (tableau 1). La proportion était plus forte (73 %) pour celles qui n'avaient pas droit à la couverture (personnes âgées à revenu élevé à Terre-Neuve) ou qui devaient verser une prime (habitants de la Nouvelle-Écosse et personnes âgées à revenu élevé du Nouveau-Brunswick). Il n'existe aucun écart systématique entre les proportions de personnes ayant déclaré être couvertes par une assurance-médicaments observées chez les personnes âgées résidant dans les provinces qui exigent l'inscription au régime d'assurance-médicaments (Alberta, Manitoba, Nouvelle-Écosse et Nouveau-Brunswick) et celles vivant dans les provinces qui ne l'exigent pas.

Les proportions les plus fortes de personnes âgées admissibles à un régime provincial qui ont déclaré que leur frais de médicaments sur ordonnance étaient couverts par une assurance ont été enregistrées en Alberta (74 %), en Colombie-Britannique (69 %) et au

Tableau 1

Pourcentage de personnes âgées ayant déclaré être couvertes par une assurance-médicaments, Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, selon la province, population à domicile

| | Couverture déclarée | Nombre total de personnes âgées |
|------------------------------------|---------------------|---------------------------------|
| | % | milliers |
| Total (aucune prime versée) | 51 | 3 262,5 |
| Terre-Neuve - faible revenu | 51 | 53,0 |
| Île-du-Prince-Édouard | 55 | 16,9 |
| Nouveau-Brunswick - faible revenu | 63 | 86,1 |
| Québec | 24 | 832,6 |
| Ontario | 60 | 1 282,0 |
| Manitoba | 34 | 142,6 |
| Saskatchewan | 30 | 137,5 |
| Alberta | 74 | 252,9 |
| Colombie-Britannique | 69 | 458,9 |
| Total (primes requises) | 73 | 122,0 |
| Terre-Neuve - revenu élevé | 81 | 3,8 |
| Nouvelle-Écosse | 73 | 113,5 |
| Nouveau-Brunswick - revenu élevé | 66 | 4,7 |

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

Tableau 2

Pourcentage de bénéficiaires de l'aide sociale de 18 à 64 ans ayant déclaré être couverts par une assurance-médicaments, Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, selon la province, population à domicile

| | Couverture déclarée | Nombre total de bénéficiaires de l'aide sociale |
|-----------------------|---------------------|---|
| | % | milliers |
| Total | 46 | 741,5 |
| Terre-Neuve | 37 | 29,6 |
| Île-du-Prince-Édouard | 33 | 1,8 |
| Nouvelle-Écosse | 63 | 33,0 |
| Nouveau-Brunswick | 48 | 27,4 |
| Québec | 29 | 278,7 |
| Ontario | 59 | 222,0 |
| Manitoba | 55 | 21,5 |
| Saskatchewan | 54 | 23,2 |
| Alberta | 57 | 23,9 |
| Colombie-Britannique | 57 | 80,4 |

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

Nouveau-Brunswick (faible revenu) (63 %), tandis que les proportions les plus faibles l'ont été au Québec (24%), en Saskatchewan (30 %) et au Manitoba (34 %).

Bien qu'ils soient admissibles au régime d'assurance-médicaments dans toutes les provinces, les bénéficiaires de l'aide sociale ont eux aussi tendance à sous-déclarer cette couverture. Dans

l'ensemble, en 1996-1997, 46 % ont dit avoir une forme ou l'autre d'assurance. La proportion variait de 29 % au Québec à 63 % en Nouvelle-Écosse (tableau 2).

Évidemment, la probabilité que des personnes admissibles à un régime provincial d'assurance-médicaments déclarent être couvertes dépend de la mesure dans laquelle elles sont au courant de l'existence des programmes et des dispositions des régimes. Ce degré d'information, à son tour, dépend de l'état de santé de la personne et du besoin subséquent de médicaments, ainsi que d'autres caractéristiques, comme l'âge, le sexe, l'état matrimonial, les modalités de logement, le niveau de scolarité et le revenu. Même la façon dont les réponses à l'enquête sont recueillies — déclaration personnelle ou par procuration — peut influencer sur la déclaration de la couverture par un régime d'assurance-médicaments.

Déterminants de l'autodéclaration de la couverture

En tenant compte de l'effet des autres facteurs sélectionnés, on constate que, chez les personnes âgées, une plus forte consommation de médicaments sur ordonnance est associée à une plus forte probabilité de déclarer être couvertes par une assurance-médicaments (tableau 3). Qui plus est, cette probabilité augmente parallèlement au nombre de problèmes de santé chroniques qui ont été diagnostiqués (tableau C en annexe). Les hommes âgés sont légèrement, mais significativement, plus susceptibles que les femmes âgées de déclarer être couverts par une assurance-médicaments. Enfin, la probabilité de déclarer avoir une assurance-médicaments est plus forte chez les personnes âgées qui vivent avec un conjoint que chez celle qui n'ont jamais été mariées.

Les travaux publiés jusqu'ici semblent indiquer que les déclarations par procuration au nom de personnes âgées sont plus exactes que les autodéclarations⁵. De même, les auteurs d'une étude ont constaté que la déclaration par procuration augmentait l'exactitude des réponses d'une population de personnes âgées frêles et(ou) présentant un déficit cognitif⁴. Les observations

tirées de l'ENSP de 1996-1997 s'apparentent à ces résultats. La probabilité d'être considérées comme ayant une assurance-médicaments est plus forte pour

Tableau 3
Probabilité moyenne que les personnes âgées aient déclaré être couvertes par une assurance-médicaments, selon certaines caractéristiques, Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, population à domicile, Canada, territoires non compris

| | Probabilité moyenne | Erreur-type | Intervalle de confiance de 95 % |
|--|---------------------|-------------|---------------------------------|
| Sexe | | | |
| Hommes | 0,593* | 0,009 | 0,576 - 0,611 |
| Femmes† | 0,539 | 0,007 | 0,524 - 0,554 |
| État matrimonial | | | |
| Marié(e)/union libre | 0,600* | 0,010 | 0,579 - 0,620 |
| Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e) | 0,532 | 0,010 | 0,512 - 0,552 |
| Jamais marié(e)† | 0,489 | 0,023 | 0,445 - 0,533 |
| Niveau de scolarité | | | |
| Pas de diplôme d'études secondaires† | | | |
| Diplôme d'études secondaires | 0,583* | 0,014 | 0,555 - 0,610 |
| Études postsecondaires partielles | 0,539 | 0,015 | 0,510 - 0,568 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 0,605* | 0,013 | 0,580 - 0,629 |
| Revenu du ménage | | | |
| Moins de 10 000 \$† | 0,465 | 0,024 | 0,418 - 0,513 |
| 10 000 \$ à 19 999 \$ | 0,518* | 0,009 | 0,499 - 0,536 |
| 20 000 \$ à 29 999 \$ | 0,576* | 0,011 | 0,554 - 0,597 |
| 30 000 \$ à 39 999 \$ | 0,648* | 0,014 | 0,620 - 0,675 |
| 40 000 \$ à 59 999 \$ | 0,607* | 0,017 | 0,574 - 0,640 |
| 60 000 \$ et plus | 0,607* | 0,025 | 0,557 - 0,657 |
| Médicaments sur ordonnance au cours des deux derniers jours | | | |
| Aucun† | 0,511 | 0,008 | 0,494 - 0,527 |
| 1 ou 2 | 0,571* | 0,009 | 0,553 - 0,589 |
| 3 ou plus | 0,665* | 0,013 | 0,639 - 0,689 |
| Situation de déclaration | | | |
| Par procuration | 0,674* | 0,025 | 0,622 - 0,722 |
| Autodéclaration† | 0,556 | 0,006 | 0,545 - 0,567 |
| Province | | | |
| Terre-Neuve | | | |
| Faible revenu | 0,526* | 0,047 | 0,434 - 0,613 |
| Revenu élevé | 0,597 | 0,171 | 0,249 - 0,882 |
| Île-du-Prince-Édouard | | | |
| Nouvelle-Écosse | 0,555 | 0,040 | 0,476 - 0,631 |
| Nouveau-Brunswick | | | |
| Faible revenu | 0,648 | 0,038 | 0,571 - 0,718 |
| Revenu élevé | 0,616 | 0,141 | 0,312 - 0,857 |
| Québec | | | |
| Ontario† | 0,239* | 0,024 | 0,196 - 0,287 |
| Manitoba | 0,623 | 0,008 | 0,608 - 0,637 |
| Saskatchewan | 0,338* | 0,011 | 0,317 - 0,360 |
| Alberta | 0,270* | 0,032 | 0,211 - 0,335 |
| Colombie-Britannique | 0,743* | 0,012 | 0,719 - 0,766 |
| | 0,700* | 0,030 | 0,639 - 0,756 |

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

Nota : Le modèle comprend aussi l'âge, le logarithme de la taille du ménage et le nombre de problèmes de santé chroniques (voir le tableau C en annexe).
† Groupe de référence.

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

les personnes âgées dont les réponses ont été recueillies par procuration que pour celles qui ont répondu personnellement.

La probabilité que des personnes âgées déclarent être couvertes par un régime d'assurance-médicaments augmente avec le revenu du ménage jusqu'à la tranche de 30 000 \$ à 39 999 \$; au-delà, elle cesse d'augmenter avec le revenu. Les personnes âgées titulaires d'un diplôme d'études secondaires ou postsecondaires sont plus susceptibles de déclarer être couvertes par une assurance-médicaments que celles dont le niveau d'études est plus faible.

Chez les bénéficiaires de l'aide sociale, la consommation antérieure de médicaments sur ordonnance, un revenu du ménage de 30 000 \$ et plus, et un plus grand nombre de problèmes de santé chroniques font augmenter la probabilité de déclarer bénéficier d'une assurance-médicaments (tableau 4, tableau D en annexe). Cette probabilité ne diffère toutefois pas de façon significative si l'on tient compte du niveau de scolarité et de l'état matrimonial. En outre, la probabilité que les bénéficiaires de l'aide sociale déclarent être couverts ne varie pas de façon significative selon que la déclaration est faite personnellement ou par procuration. Enfin, contrairement à la situation chez les personnes âgées, les femmes qui bénéficient de l'aide sociale sont plus susceptibles que leurs homologues masculins de déclarer être couvertes.

Persistance des différences inter-provinciales

Même en tenant compte de l'effet des facteurs sélectionnés, la probabilité que les personnes âgées ou les bénéficiaires de l'aide sociale déclarent être couverts par un régime d'assurance-médicaments varie considérablement selon la province. En comparaison avec l'Ontario, la probabilité que les personnes âgées soient couvertes par une telle assurance a tendance à être élevée en Alberta et en Colombie-Britannique et faible au Québec, en Saskatchewan, au Manitoba et à Terre-Neuve (faible revenu). Pour les bénéficiaires de l'aide sociale, le taux de déclaration d'une assurance couvrant les frais de médicaments sur ordonnance est faible à

Techniques d'analyse

L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) contient la question : « Avez-vous une assurance qui couvre les frais de médicaments sur ordonnance, en totalité ou en partie? (Y compris tout régime d'assurance privé, gouvernemental ou payé par l'employeur) ». Durant la période de collecte des données de l'ENSP de 1996-1997 (de juin 1996 à août 1997), toutes les provinces offraient un régime d'assurance-médicaments aux bénéficiaires de l'aide sociale et la plupart en faisaient de même pour les personnes âgées⁹.

Pour établir la validité de l'autodéclaration concernant la couverture par une assurance-médicaments, on a sélectionné parmi les participants à l'enquête toutes les personnes âgées (65 ans et plus) et tous les bénéficiaires de l'aide sociale (c.-à-d. les personnes ayant déclaré des « allocations municipales ou provinciales d'aide sociale ou de bien-être » comme source principale de revenu au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête et qui étaient âgées de 18 à 64 ans). Pour chaque personne sélectionnée, on a déterminé quel était le régime provincial d'assurance-médicaments d'après la province de résidence. Pour chaque combinaison de régime provincial d'assurance-médicaments et de groupe de bénéficiaires (personnes âgées, aide sociale), on a calculé la proportion de personnes ayant déclaré avoir une assurance-médicaments. Les estimations ainsi obtenues ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population à la date de l'enquête.

Tous les régimes provinciaux d'assurance-médicaments couvrent automatiquement les bénéficiaires de l'aide sociale sans que ceux-ci doivent remplir une demande spéciale d'adhésion. Toutefois, les régimes d'assurance-médicaments de l'Alberta, du Manitoba, de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick envoient aux habitants de la province avant leur 65^e anniversaire un formulaire de demande d'adhésion qu'ils doivent retourner dûment rempli pour être admissibles au régime.

Durant la période où a eu lieu l'ENSP de 1996-1997, les personnes âgées n'avaient pas toutes droit à la couverture par le régime provincial et certaines de celles qui y étaient admissibles pourraient de pas y avoir adhéré parce qu'il fallait qu'elles versent des primes ou qu'elles s'inscrivent. Bien que ces personnes puissent ne pas avoir été couvertes par un régime public, elles sont incluses dans l'analyse pour des besoins de comparaison. Les personnes âgées de Terre-Neuve qui ne recevaient pas le Supplément de revenu garanti (SRG) faisaient partie de ce groupe, puisqu'elles n'étaient pas admissibles au régime d'assurance provincial. On a considéré comme y étant admissibles les personnes qui ont déclaré la Sécurité de la vieillesse ou le Supplément de revenu garanti comme source

principale de revenu du ménage au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête. Les personnes âgées du Nouveau-Brunswick qui ne recevaient pas le Supplément de revenu garanti et dont le revenu du ménage excédait le seuil de revenu établi en fonction de l'état matrimonial avaient la possibilité de souscrire une assurance subventionnée par le gouvernement par l'entremise de la Croix bleue. Comme cette souscription est volontaire et nécessite le versement de primes, les personnes âgées n'étaient probablement pas toutes couvertes. Il a été difficile d'identifier ce groupe, car les tranches de revenu de l'ENSP ne coïncident pas avec les seuils de revenu provinciaux. De façon prudente, pour la présente analyse, on a classé les personnes âgées ne recevant pas le SRG dans la catégorie des personnes non admissibles au régime d'assurance-médicaments, alors que certaines l'étaient sans doute. Les personnes âgées de la Nouvelle-Écosse devaient également verser des primes, quoique celles bénéficiant du SRG obtenaient un remboursement. À partir du 1^{er} janvier 1997, les personnes âgées du Québec ont dû payer une prime pour être couvertes par leur régime provincial d'assurance-médicaments. Celles qui choisissent de ne pas adhérer au régime sont obligées de souscrire ailleurs une assurance satisfaisant des critères minimaux de couverture.

Pour plusieurs raisons, les participants à l'ENSP couverts par un régime provincial d'assurance-médicaments pourraient avoir omis d'en faire la déclaration. On demande en effet à ces personnes si elles ont une « assurance » couvrant les médicaments sur ordonnance, indépendamment de la source, et certaines pourraient ne pas se rendre compte que la couverture des frais de médicaments par le gouvernement provincial, est, en fait, une forme d'assurance. Certaines personnes pourraient ne pas se souvenir qu'elles ont une assurance. La remémoration varie vraisemblablement en fonction de la consommation de médicaments sur ordonnance et de l'obtention de prestations; les personnes qui ne prennent pas de médicaments sur ordonnance pourraient être moins bien informées au sujet du programme. En outre, si le régime provincial est assorti d'une franchise importante, les personnes qui ont acheté relativement peu de médicaments pourraient ne pas savoir qu'elles sont couvertes par le régime.

Pour évaluer les déterminants de la déclaration de la couverture par une assurance-médicaments, on a estimé des modèles de la probabilité que la couverture soit déclarée en fonction des caractéristiques de la personne interrogée. Des modèles distincts ont été prévus pour les personnes âgées et pour les bénéficiaires de l'aide sociale. Les modèles incluent des covariables susceptibles d'être associées à la connaissance des modalités des régimes provinciaux d'assurance-médicaments à cause d'un besoin de

Techniques d'analyse — fin

médicaments sur ordonnance, c'est-à-dire le nombre de problèmes de santé chroniques et l'utilisation de médicaments sur ordonnance au cours des deux derniers jours *avant l'entrevue* (voir Définitions). Des variables indicateurs d'un régime provincial d'assurance-médicaments ont été incluses pour tenir compte du degré fort variable d'intégralité des régimes provinciaux⁹. On a aussi ajouté des variables indicateurs pour chaque groupe défini antérieurement de personnes âgées susceptibles de ne pas être couvertes par les régimes provinciaux.

Les personnes couvertes par une assurance privée complémentaire pourraient répondre affirmativement à la question sur l'assurance-médicaments. On a donc inclus dans les modèles les catégories de revenu annuel brut du ménage, le logarithme de la taille du ménage, le sexe et l'état matrimonial, puisque ces facteurs, surtout le revenu, sont susceptibles d'être liés à la souscription d'une assurance-médicaments privée.

Comme la capacité de remémoration pourrait influencer l'exactitude de la réponse, le modèle inclut l'âge¹⁰ et le niveau le plus élevé de scolarité. Puisque les personnes qui répondent par procuration sont plus ou moins susceptibles de faire une déclaration erronée¹¹, on a également inclus une variable indicateur de déclaration par procuration.

Les modèles de probabilité ont été estimés par régression logit; on a modifié l'écart-type des estimateurs des paramètres afin de tenir compte de la base de sondage en grappes de l'ENSP⁶ au moyen des estimateurs robustes de la matrice des covariances

programmés dans la version 6.0 de Stata¹². Contrairement aux estimateurs conventionnels, qui supposent que toutes les observations sont indépendantes à l'intérieur des grappes, les estimateurs robustes tiennent compte de la perte effective de taille d'échantillon due à la corrélation des différences latentes de propension à déclarer être couvert par une assurance-médicaments entre les participants à l'enquête appartenant à une même grappe. L'information gagnée par grappe est d'autant moindre et la précision des estimations, d'autant plus faible que le degré de corrélation est élevé. Cependant, lors des essais préliminaires, les estimations des erreurs-types robustes et conventionnelles étaient très proches, ce qui pourrait refléter la répartition des participants entre les grappes. Le nombre moyen d'observations par grappe dans les échantillons de personnes âgées et de bénéficiaires de l'aide sociale était 1,6 et 1,2, respectivement. Par conséquent, on s'est servi des estimateurs logit conventionnels (les estimations sont présentées aux tableaux C et D en annexe).

Après le calcul des estimations, on a prédit la variation de la probabilité de la déclaration de la couverture en fonction des caractéristiques individuelles. Par exemple, pour établir la probabilité de couverture pour les hommes, on a fixé à 1 la valeur de la covariable « homme » et à la moyenne d'échantillon celle des autres covariables (tableaux 3 et 4). On s'est servi, pour estimer l'erreur-type de ces prédictions, de la distribution empirique obtenue en procédant à des tirages répétés indépendants à partir de la distribution asymptotique des estimations logit des paramètres¹³.

Île-du-Prince-Édouard, au Québec, à Terre-Neuve, au Nouveau-Brunswick et au Manitoba, comparativement à l'Ontario (tableau 4).

En général, chez les personnes âgées, le taux de couverture autodéclarée est plus élevé dans les provinces qui n'imposent pas de franchise (Colombie-Britannique, Alberta, faible revenu au Nouveau-Brunswick, Île-du-Prince-Édouard et Terre-Neuve) que dans celles qui en imposent une (Manitoba, Saskatchewan et Québec). Les personnes dont le régime comporte une franchise payent la totalité des frais de médicaments jusqu'à concurrence d'un certain montant et pourraient donc être moins susceptibles de savoir qu'elles sont couvertes pour les dépenses qui outrepassent ce seuil.

Par exemple, en 1996-1997, les programmes de médicaments à l'intention des personnes âgées de la Saskatchewan et du Manitoba ne remboursaient que les frais en sus d'une franchise importante. Cette franchise pouvait atteindre un montant semestriel maximum de 850 \$ en Saskatchewan ou équivaloir à un montant annuel variant de 2 % à 3 % du revenu du ménage au Manitoba. Les programmes offraient cependant une couverture presque intégrale aux bénéficiaires de l'aide sociale (2 \$ par prescription en Saskatchewan et gratuit au Manitoba). Si l'on maintient les autres covariables constantes, 27 % des personnes âgées de la Saskatchewan et 34 % de celles du Manitoba ont déclaré être couvertes, alors que les chiffres correspondants pour les bénéficiaires de l'aide sociale sont 62 % et 58 %, respectivement.

Au Québec, seule province qui impose une franchise aux bénéficiaires de l'aide sociale, la proportion de ces derniers déclarant être couverts est nettement plus faible que celle observée dans la plupart des autres provinces. À l'Île-du-Prince-Édouard, où le taux de couverture

autodéclarée est également faible, le remboursement est limité aux médicaments sur ordonnance délivrés par les pharmacies d'État; les ordonnances exécutées par les pharmacies du secteur privé ne sont pas subventionnées.

Au Québec, les faibles proportions de personnes âgées et de bénéficiaires de l'aide sociale qui ont déclaré avoir une assurance-médicaments tiennent peut-être artificiellement au choix du moment de la tenue de l'ENSP de 1996-1997. En effet, les entrevues, qui ont eu lieu de juin 1996 à août 1997, ont coïncidé avec une période de modification des dispositions du Régime général d'assurance médicaments dans cette province. Les modifications ainsi apportées ont considérablement fait augmenter les primes, les franchises, les copaiements et les contributions personnelles maximales.

Tableau 4
Probabilité moyenne que les bénéficiaires de l'aide sociale de 18 à 64 ans aient déclaré être couverts par une assurance-médicaments, selon certaines caractéristiques, Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, population à domicile, Canada, territoires non compris

| | Probabilité moyenne | Erreur-type | Intervalle de confiance de 95 % |
|--|---------------------|-------------|---------------------------------|
| Sexe | | | |
| Hommes | 0,521* | 0,025 | 0,473 - 0,570 |
| Femmes† | 0,645 | 0,015 | 0,615 - 0,673 |
| État matrimonial | | | |
| Marié(e)/union libre | 0,551 | 0,029 | 0,495 - 0,608 |
| Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e) | 0,652 | 0,022 | 0,608 - 0,694 |
| Jamais marié(e)† | 0,606 | 0,020 | 0,564 - 0,645 |
| Niveau de scolarité | | | |
| Pas de diplôme d'études secondaires† | 0,602 | 0,019 | 0,565 - 0,639 |
| Diplôme d'études secondaires | 0,609 | 0,031 | 0,546 - 0,668 |
| Études postsecondaires partielles | 0,618 | 0,026 | 0,567 - 0,668 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 0,615 | 0,029 | 0,557 - 0,670 |
| Revenu du ménage | | | |
| Moins de 10 000 \$† | 0,595 | 0,023 | 0,550 - 0,639 |
| 10 000 \$ à 19 999 \$ | 0,619 | 0,017 | 0,586 - 0,651 |
| 20 000 \$ à 29 999 \$ | 0,535 | 0,053 | 0,429 - 0,635 |
| 30 000 \$ et plus | 0,811* | 0,080 | 0,625 - 0,930 |
| Médicaments sur ordonnance au cours des deux derniers jours | | | |
| Aucun† | 0,562 | 0,017 | 0,530 - 0,594 |
| 1 ou 2 | 0,636* | 0,023 | 0,590 - 0,681 |
| 3 ou plus | 0,768* | 0,032 | 0,700 - 0,827 |
| Situation de déclaration | | | |
| Par procuration | 0,734 | 0,082 | 0,554 - 0,868 |
| Autodéclaration† | 0,607 | 0,013 | 0,583 - 0,632 |
| Province | | | |
| Terre-Neuve | 0,419* | 0,065 | 0,294 - 0,549 |
| Île-du-Prince-Édouard | 0,310* | 0,095 | 0,150 - 0,508 |
| Nouvelle-Écosse | 0,560 | 0,076 | 0,407 - 0,702 |
| Nouveau-Brunswick | 0,511* | 0,074 | 0,366 - 0,654 |
| Québec | 0,326* | 0,042 | 0,248 - 0,412 |
| Ontario† | 0,682 | 0,016 | 0,650 - 0,712 |
| Manitoba | 0,580* | 0,034 | 0,514 - 0,646 |
| Saskatchewan | 0,620 | 0,094 | 0,421 - 0,789 |
| Alberta | 0,593 | 0,044 | 0,505 - 0,678 |
| Colombie-Britannique | 0,619 | 0,071 | 0,474 - 0,751 |

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

Nota : Le modèle comprend aussi l'âge, le logarithme de la taille du ménage et le nombre de problèmes de santé chroniques (voir le tableau D en annexe).

† Groupe de référence.

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

Mot de la fin

La présente analyse montre que la sous-déclaration de la couverture par un régime d'assurance-médicaments a été considérable chez les personnes admissibles à un régime public qui ont participé à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997. Seulement 51 % des personnes âgées et 46 % des bénéficiaires de l'aide sociale des provinces offrant un régime n'exigeant pas le versement de primes ont déclaré avoir une assurance couvrant entièrement ou partiellement leurs frais de médicaments sur ordonnance.

De surcroît, la sous-déclaration de la couverture par un régime d'assurance-médicaments ne semble pas limitée aux personnes âgées et aux bénéficiaires de l'aide sociale. Selon une analyse antérieure des données de l'ENSP de 1996-1997¹⁴, environ 61 % des personnes vivant à domicile dans les 10 provinces ont dit être couvertes par une assurance-médicaments. Pourtant, une étude nationale¹⁵ fondée sur les données de 1995 concernant l'adhésion produites par les fournisseurs privés et publics d'assurance indique que 88 % des Canadiens étaient assurés. En outre, d'après une étude basée sur le même genre de données et dont les résultats ont été publiés en 2000¹⁶, 90 % des Canadiens avaient une assurance-médicaments.

Les taux de couverture autodéclarée sont plus de 20 points de pourcentage plus élevés chez les personnes âgées qui ne sont pas couvertes par un régime n'exigeant pas le versement de primes (et qui sont donc plus susceptibles de devoir faire une demande d'adhésion à un autre régime et de devoir payer des primes) que chez celles couvertes par un

régime provincial sans devoir payer de primes (73 % contre 51 %). Ces résultats concordent avec ceux d'une étude réalisée au Wisconsin¹⁷. La comparaison du taux de couverture autodéclarée par une assurance-médicaments avec le taux réel de couverture chez un échantillon de 351 résidents de cet État a montré que 94 % d'entre-eux ont indiqué

Définitions

Les médicaments sur ordonnance sont les substances vendues aux termes de la Loi sur les aliments et drogues pour lesquels une ordonnance est nécessaire. On a demandé aux participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 : « Avez-vous une assurance qui couvre les frais de médicaments sur ordonnance, en totalité ou en partie? (Y compris tout régime d'assurance privé, gouvernemental ou payé par l'employeur) ».

Les primes sont les versements faits pour être couvert par l'assurance, indépendamment de la consommation de médicaments.

La franchise représente la part des frais de médicaments entièrement à la charge de l'assuré et pour laquelle l'assureur n'intervient pas. Souvent, l'assureur et l'assuré partagent les frais de médicaments en sus du montant de la franchise. La part de l'assuré peut être un montant fixe par prescription (copaiement) ou un pourcentage fixe du coût des médicaments (coassurance).

La consommation de médicaments au cours des deux derniers jours est établie d'après les réponses aux questions concernant les médicaments sur ordonnance consommés durant les deux journées qui ont précédé l'entrevue de l'ENSP : « Pensez maintenant à hier et à avant hier. Durant ces deux journées, combien de médicaments différents avez-vous pris? » et « Quel est le nom exact du médicament que vous avez pris? ». Les médicaments vendus uniquement sur ordonnance et les médicaments sans ordonnance qui pourraient être prescrits (comme l'insuline) ont été classés dans la catégorie des médicaments sur ordonnance; les médicaments en vente libre et les médicaments dont la catégorie est indéterminée (le descripteur du médicament comprenait une combinaison de médicaments en vente libre et de médicaments sur ordonnance) ont été exclus. Pour les besoins de la présente analyse, on a établi trois catégories de consommation de médicaments sur ordonnance au cours des deux derniers jours : aucun, un ou deux et trois ou plus.

On s'est servi du nombre de problèmes de santé chroniques déclaré (22 de ces problèmes étaient énumérés dans le questionnaire de l'ENSP de 1996-1997) comme indicateur du besoin

éventuel de médicaments sur ordonnance. On a demandé aux participants à l'enquête s'ils avaient des « problèmes de santé de longue durée diagnostiqués par un professionnel de la santé, c'est-à-dire un état qui a persisté ou qui devrait persister six mois ou plus ». Pour les besoins de l'analyse, on a traité le nombre de problèmes de santé chroniques comme une variable continue.

L'âge (65 ans et plus pour les personnes âgées et 18 à 64 ans pour les bénéficiaires de l'aide sociale) a également été traité comme une variable continue.

On a repéré les bénéficiaires de l'aide sociale à l'aide d'une question visant à établir la source principale du revenu du ménage au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête. Les personnes de 18 à 64 ans qui ont déclaré que les « prestations provinciales ou municipales d'aide sociale ou de bien-être » étaient la source principale de leur revenu ont été classées dans la catégorie des bénéficiaires de l'aide sociale.

On a demandé aux participants à l'enquête d'indiquer leur état matrimonial courant. Trois catégories ont ainsi été définies pour les besoins de l'analyse : marié(e)/union libre, veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e) et jamais marié(e).

La taille du ménage, dont on s'est servi pour déterminer les modalités de logement, a été traitée comme une variable continue.

On a défini quatre catégories de niveau de scolarité : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles et diplôme d'études postsecondaires.

Le revenu du ménage est établi d'après le revenu annuel total. Pour les personnes âgées, on a défini les groupes de revenu suivants : moins de 10 000 \$, 10 000 \$ à 19 999 \$, 20 000 \$ à 29 999 \$, 30 000 \$ à 39 999 \$, 40 000 \$ à 59 999 \$ et 60 000 \$ et plus. Pour les bénéficiaires de l'aide sociale, les groupes sont les suivants : moins 10 000 \$, 10 000 \$ à 19 999 \$, 20 000 \$ à 29 999 \$, et 30 000 \$ et plus.

Les réponses par procuration sont celles qui ont été recueillies pour un membre particulier du ménage auprès d'un autre membre bien informé du ménage, au lieu d'avoir été autodéclarées.

Limites

Durant la période où a eu lieu l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997, tous les régimes provinciaux d'assurance-médicaments couvraient automatiquement les bénéficiaires de l'aide sociale, sans qu'aucune adhésion ou inscription spéciale soit nécessaire. En revanche, il n'a pas été aussi simple de déterminer quelles personnes âgées étaient admissibles à un régime provincial d'assurance-médicaments, parce que les critères variaient d'une province à l'autre, voire d'un groupe de personnes à l'autre à l'intérieur des provinces (tableau A en annexe). En outre, certaines personnes admissibles ont peut-être choisi de ne pas adhérer au régime parce qu'elles devaient verser des primes ou parce qu'elles étaient obligées de s'inscrire, même si le versement d'aucune prime n'était nécessaire.

En Alberta, au Manitoba, en Nouvelle-Écosse et au Nouveau-Brunswick, le régime provincial d'assurance-médicaments envoie aux résidents de la province avant leur 65^e anniversaire un formulaire de demande d'adhésion qu'ils doivent retourner dûment rempli afin d'avoir droit aux prestations. Les personnes âgées de la Nouvelle-Écosse devaient aussi verser des primes, mais celles-ci étaient remboursées aux personnes recevant le Supplément de revenu garanti (SRG). Les personnes âgées du Nouveau-Brunswick qui ne reçoivent pas le SRG et dont le revenu du ménage est supérieur au seuil de revenu établi en fonction de l'état matrimonial ont la possibilité de souscrire une assurance-médicaments subventionnée par le gouvernement par l'entremise de la Croix bleue. Comme cette souscription est volontaire et qu'elle nécessite le versement de primes, toutes les personnes âgées ne sont pas forcément couvertes. L'identification des membres de ce groupe a été difficile, car les tranches de revenu de l'ENSP ne coïncident pas avec les seuils de revenu provinciaux. De façon prudente, pour les besoins de la présente analyse, on a classé les personnes âgées du Nouveau-Brunswick ne recevant pas le SRG dans la catégorie des personnes non admissibles au régime d'assurance-médicaments, même si certaines pourraient y avoir eu droit. À Terre-Neuve, seules les personnes âgées recevant le SRG étaient admissibles au régime provincial d'assurance-médicaments.

Donc, le dépistage des personnes âgées faisant partie de l'échantillon de l'ENSP et ayant droit au régime d'assurance-médicaments dans certaines provinces est fondé sur le fait d'avoir déclaré le SRG comme source de revenu au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête. Or, certaines personnes âgées qui satisfont aux critères de réception du SRG pourraient ne pas avoir eu connaissance du programme et, par conséquent, ne pas avoir fait de demande. Dans la présente analyse, ces personnes seraient incluses dans le groupe des personnes non admissibles au régime d'assurance-médicaments, alors que leurs caractéristiques pourraient ressembler davantage à celles des personnes âgées ayant droit au SRG.

correctement être couverts par un régime privé (habituellement offert par un employeur), mais que 7 % seulement ont indiqué correctement être couverts par un régime public (Medicare, Medicaid et autres sources).

Bien qu'il soit impossible de le vérifier de façon directe, l'utilisation du mot « assurance » dans le questionnaire de l'ENSP pourrait prêter à confusion. Les bénéficiaires d'un régime provincial d'assurance-médicaments pourraient ne pas se rendre compte que la subvention des frais de médicaments sur ordonnance, même si elle n'est que partielle, est une forme d'assurance. Cette subvention gouvernementale diffère, en effet, d'une assurance traditionnelle. Sauf au Québec, le mot « assurance » ne figure pas dans le nom des régimes provinciaux d'assurance-médicaments et, parmi les régimes examinés, peu exigent le versement de primes.

Les résultats de la présente analyse donnent à penser qu'il faut interpréter avec prudence les données autodéclarées sur l'assurance-médicaments. Si l'on veut utiliser des données d'enquête pour évaluer le niveau de couverture, il faudra poursuivre les recherches afin d'élaborer des questionnaires qui permettent de recueillir des déclarations plus exactes. ●

Références

1. R. Romanow, *Guidé par nos valeurs : l'avenir des soins de santé au Canada – Rapport final* (n° de catalogue CP32-85/2002F), Ottawa, Commission sur l'avenir des soins de santé au Canada, 2002.
2. D. Willison, P. Grootendorst et J. Hurley, *Variation in Pharmacare Coverage across Canada*, McMaster University Centre for Health Economics and Policy Analysis, Working Paper 98-08, Hamilton, Ontario, McMaster University, 1998.
3. Forum national sur la santé, *La santé au Canada : un héritage à faire fructifier – Rapport final du Forum national sur la santé*, Ottawa, Forum national sur la santé, 1998.
4. N. McCall, T. Rice et J. Sangl, « Consumer knowledge of medicare and supplemental health insurance benefits », *Health Services Research*, 20(6), 1986, p. 633-657.
5. M.L. Berk, C.L. Schur et P. Mohr, « Using survey data to estimate prescription drug costs », *Health Affairs*, 9, 1990, p. 147-156.

6. D.E. Nelson, B.L. Thompson, N.J. Davenport *et al.*, « What people really know about their health insurance: a comparison of information obtained from individuals and their insurers », *American Journal of Public Health*, 90(6), 2000, p. 924-928.
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. P. Grootendorst, « Beneficiary cost sharing under Canadian provincial prescription drug benefit programs: History and assessment », *Journal canadien de pharmacologie clinique*, 9, 2002, p. 79-99.
10. S.A. Taylor-Davis et H. Smiciklas-Wright, « The quality of survey data obtained from elderly adults », *Journal of Nutrition for the Elderly*, 13, 1993, p. 11-21.
11. M. Shields, « Enquête nationale sur la santé de la population – Déclaration par procuration », *Rapports sur la santé*, 12(1), 2000, p. 23-44 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
12. StataCorp, *Stata Statistical Software: Release 6.0.*, College Station, Texas, Stata Corporation, 1999.
13. M. Tomz, J. Wittenberg et G. King, *CLARIFY: Software for Interpreting and Presenting Statistical Results, Version 1.2.1*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University, 1999.
14. W.J. Millar, « Disparités des régimes d'assurance-médicaments », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 9-30 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
15. William M. Mercer Limited, *Supplementary Health and Dental Programs for Canadians: Assessment of Coverage and Fairness of Tax Treatment*, Toronto, W.M. Mercer Ltd., 1995.
16. Applied Management Inc., *Accès des Canadiens à un régime d'assurance-médicaments pour les médicaments d'ordonnance*, rapport soumis au Fonds pour l'adaptation des services de santé, projet NA202, 2000.
17. L.S. Corder, M.A. Woodbury et K.G. Manton, « Proxy response patterns among the aged: effects on estimates of health status and medical care utilization from the 1982-1984 long-term care surveys », *Journal of Clinical Epidemiology*, 49(2), 1996, p. 173-182.

Annexe

Tableau A

Régimes provinciaux d'assurance-médicaments à l'intention des personnes âgées, 1996-1997

| Province (Nom du régime) | Groupe bénéficiaire | Primes ¹ | Franchise | Copaiements et coassurance ² | Contribution maximale de l'assuré |
|--|---|--|---|--|---|
| Terre-Neuve (Programme de médicaments de Terre-Neuve et Labrador) | Personnes âgées recevant le SRG | Aucune | Aucune | Frais d'exécution d'ordonnance + 10 % du coût des ingrédients > 30 \$ | Aucune |
| | Personnes âgées ne recevant pas le SRG | Non couvertes | Non couvertes | Non couvertes | Non couvertes |
| Île-du-Prince-Édouard (Prince Edward Island Drug Cost Assistance Plan for Seniors) | Toutes les personnes âgées | Aucune | Aucune | 14,85 \$ ³ 14,50 \$ ³ | Aucune |
| Nouvelle-Écosse (Seniors' Pharmacare) | Toutes les ⁴ personnes âgées | 215 \$ moins la remise en fonction du revenu ⁶ | Aucune | Maximum (20%, 3 \$/prescription) | 200 \$ |
| Nouveau-Brunswick (Plan des médicaments sur ordonnance du Nouveau-Brunswick) | Personnes âgées ⁶ recevant le SRG ⁷ | Aucune | Aucune | 9,05 \$/prescription | 250 \$ |
| | Personnes âgées à faible revenu Autres personnes ⁷ âgées | Aucune 58 \$/month | Aucune Aucune | 9,05 \$/prescription 9,05 \$/prescription | Aucune Aucune |
| Québec (Régime général d'assurance médicaments) ⁹ | Personnes âgées recevant le SRG complet ¹⁰ | Aucune; ¹⁰ 0 \$-175 \$ ¹¹ | Aucune; ¹⁰ 25 \$/trimestre; ¹² 8,33 \$/mois ¹³ | Aucune; ¹⁴ 25% ¹⁵ | Aucune; ¹⁴ 83,33 \$/5 mois; ¹⁶ 50 \$/trimestre; ¹² 16,67 \$/mois ¹³ 100 \$; ¹⁴ |
| | Personnes âgées recevant le SRG partiel | Aucune; ¹⁰ 0 \$-175 \$ ¹¹ | Aucune; ¹⁰ 25 \$/trimestre; ¹² 8,33 \$/mois ¹³ | 2 \$/prescription, ¹⁴ 25% ¹⁵ | 208,33 \$/5 mois, ¹⁶ 125,00 \$/trimestre; ¹² 41,67 \$/mois ¹³ 100 \$; ¹⁴ |
| | Personnes âgées ne recevant pas le SRG | Aucune; ¹⁰ 0 \$-175 \$ ¹¹ | Aucune; ¹⁰ 25 \$/trimestre; ¹² 8,33 \$/mois ¹³ | 2 \$/prescription, ¹⁴ 25 % ¹⁵ | 312,50 \$/5 mois, ¹⁶ 187,50 \$/trimestre, ¹² 62,50 \$/mois ¹³ |
| Ontario (Programme de médicament de l'Ontario) ¹⁸ | Personnes âgées, seules revenu du ménage > 16 018 \$; Personnes âgées ayant un conjoint Revenu du ménage > 24,175 \$ ¹⁹ | Aucune | 100 \$ | 6,11 \$/prescription ¹⁸ | Aucune |
| | Autres personnes âgées | Aucune | Aucune | 2 \$/prescription ²⁰ | Aucune |
| Manitoba (Régime d'assurance- médicaments) | Ménage ayant un revenu rajusté ≤ 15,000 \$ ²¹ | Aucune | 2 % du revenu rajusté du ménage ²¹ | Aucune | 2 % du revenu rajusté du ménage ²¹ |
| | Ménage ayant un revenu rajusté > 15,000 \$ ²¹ | Aucune | 3 % du revenu rajusté du ménage ²¹ | Aucune | 3 % du revenu rajusté du ménage ²¹ |
| Saskatchewan (Programme de médicaments de la) Saskatchewan) | Personnes âgées couvertes par le Saskatchewan Plan ²³ | Aucune | 100 \$ semestriellement | 35 % | 1,7 % du revenu rajusté du ménage semestriellement ²³ |
| | Personnes âgées recevant certaines prestations de SRG | Aucune | 200 \$ semestriellement | 35 % | 1,7% du revenu rajusté du ménage semestriellement ²³ |
| | Personnes âgées ne recevant pas le SRG | Aucune | 850 \$ semestriellement | 35 % | 1,7% du revenu rajusté du ménage semestriellement ²³ |
| Alberta (Alberta Blue Cross Group 66) | Toutes les personnes âgées | Aucune | Aucune | Maximum (30 %, 25 \$/prescription) ²⁴ | Aucune |
| Colombie-Britannique (Pharmacare Plan A) | Toutes les personnes âgées | Aucune | Aucune | 100 % des frais d'exécution d'ordonnance | 200 \$ |

¹ Sauf indication contraire, les primes, les franchises et les cotisations maximales sont appliquées annuellement.² Sauf indication contraire, les taux de copaiement et de coassurance sont appliqués à la valeur totale des ordonnances, y compris le coût des ingrédients et les frais d'exécution d'ordonnance.³ Le copaiement est basé sur l'estimation des frais d'exécution d'ordonnance facturés aux personnes âgées depuis août 1993.⁴ À partir de septembre 1996, les personnes âgées ont eu l'option de se retirer du programme.⁵ La prime est de 215 \$ pour les personnes âgées seules ne recevant pas le SRG dont le revenu est de 18 000 \$ ou plus, et diminue pour devenir nulle lorsque le revenu est de 15 000 \$; la prime est de 215 \$ par personne pour les personnes âgées mariées ne recevant pas le SRG dont le revenu combiné est de 24 000 \$ ou plus, et diminue pour devenir nulle lorsque le revenu est de 18 000 \$. Les personnes âgées qui ne s'inscrivent pas au régime dans les délais précisés après la réception de l'avis d'admissibilité au programme payent une prime annuelle de 322,50 \$ et sont soumises à une période d'attente de trois mois.⁶ Les personnes âgées recevant le SRG sont celles qui reçoivent des prestations de Supplément de revenu garanti. Les personnes âgées à faible revenu sont celles qui ne reçoivent pas de prestations de SRG, mais dont le revenu rajusté du ménage est égal ou inférieur à 17 198 \$ si elles vivent seules, à 26 955 \$ si le conjoint est une personne âgée, et à 32 390 \$ si le conjoint n'est pas une personne âgée.⁷ Les « autres personnes âgées » sont celles qui ne reçoivent pas de prestations de SRG et dont le revenu n'est pas suffisamment faible; la Croix bleue du Canada Atlantique offre l'assurance-médicaments à ces personnes âgées, indépendamment de leur état de santé, à condition qu'elles fassent une demande d'adhésion dans les 60 jours qui suivent leur 65^e anniversaire. Par la suite, elles pourraient devoir verser des primes plus élevées ou se voir refuser la couverture en fonction de leur état de santé.⁸ Les personnes qui choisissent de se retirer du régime provincial doivent s'inscrire à un régime dont les conditions minimales sont les suivantes : taux de coassurance n'excédant pas 25 % du coût total des ordonnances; contribution personnelle du bénéficiaire adulte, y compris les frais de médicaments pour personnes à charge de moins de 18 ans et étudiants à charge de moins de 26 ans n'excédant pas 750 \$/année.⁹ La couverture s'applique aussi aux conjoints non âgés recevant des prestations de conjoint au titre du SRG.¹⁰ Jusqu'à la fin de décembre 1996¹¹ À partir de janvier 1997.¹² De janvier à juin 1997.¹³ À partir de juillet 1997.¹⁴ Jusqu'à la fin de juillet 1996.¹⁵ À partir d'août 1996.¹⁶ D'août à décembre 1996.

¹⁷ Jusqu'au 14 juillet 1996, toutes les personnes âgées étaient couvertes entièrement.

¹⁸ Les personnes âgées appartenant à une famille recevant des prestations au titre du Programme de médicaments Trillium qui ont dépassé la franchise annuelle payent 2 \$ par ordonnance.

¹⁹ Revenu du ménage tel que défini à la ligne 236 de la déclaration fédérale de revenus.

²⁰ Nombre de pharmacies renonçant au copaiement de 2 \$.

²¹ Le revenu rajusté du ménage est le revenu brut (ligne 150 de l'avis fédéral de cotisation) moins 3 000 \$ pour le conjoint et pour chaque personne à charge de moins de 18 ans.

²² Pour être admissible au Saskatchewan Income Plan, il faut que la Sécurité de la vieillesse et le SRG représentent la presque totalité du revenu.

²³ La cotisation maximale s'applique à toutes les personnes qui font une demande d'adhésion au Special Support Program et qui satisfont les critères d'admissibilité. Le revenu rajusté du ménage est le revenu brut du ménage (ligne 150 de l'avis fédéral de cotisation) moins 3 500 \$ pour chaque personne à charge de moins de 18 ans.

²⁴ Le copaiement maximal de 25 \$ par ordonnance ne s'applique pas si le bénéficiaire choisit un produit de marque lorsqu'il existe un produit sans marque équivalent.

Tableau B
Régimes provinciaux d'assurance-médicaments à l'intention des bénéficiaires de l'aide sociale de 18 à 64 ans, 1996-1997

| Province (Nom du régime) | Primes | Franchise | Copaiements et coassurance ¹ | Contribution maximale de l'assuré |
|--|---------------------|--|--|--|
| Terre-Neuve (Newfoundland and Labrador Ordonnance Drug Program) | Aucune | Aucune | Aucune | Aucune |
| Île-du-Prince-Édouard (Prince Edward Island Drug Cost Assistance Plan) | Aucune ² | Aucune | Aucune | Aucune |
| Nouvelle-Écosse (Pharmacare for Income Assistance) | Aucune | Aucune | 3 \$/ordonnance | Aucune |
| Nouveau-Brunswick (Plan de médicaments sur ordonnance du Nouveau-Brunswick) | Aucune | Aucune | 4 \$/ordonnance pour les adultes 2 \$/ordonnance pour les enfants de moins de 18 ans | 250 \$/famille |
| Québec (Programme de médicaments et des services pharmaceutiques) ³ | Aucune | Aucune; ⁴ 25 \$/trimestre; ⁶ 8,33 \$/mois ⁷ | 25 % ⁵ | 83,33 \$/5 mois; ⁵ 50 \$/trimestre; ⁶ 16,67 \$/mois ⁷ |
| Ontario (Programme de médicaments de l'Ontario) | Aucune | Aucune | 2 \$/ordonnance ⁸ | Aucune |
| Manitoba (Services de santé à l'intention des clients de l'Aide à l'emploi et aux revenus) | Aucune | Aucune | Aucune | Aucune |
| Saskatchewan (Saskatchewan Assistance Plan) ⁹ | Aucune | Aucune | 2 \$/ordonnance | Aucune |
| Alberta (Social Services Ordonnance Drug Services for Social Allowance and Child Welfare) | Aucune | Aucune | Aucune | Aucune |
| Colombie-Britannique (Pharmacare Plan C) | Aucune | Aucune | Aucune | Aucune |

¹ Sauf indication contraire, les taux de copaiement et de coassurance sont appliqués à la valeur totale des ordonnance, y compris le coût des ingrédients et les frais d'exécution d'ordonnance.

² Aucun frais n'est perçu si l'ordonnance est exécutée par une pharmacie d'État; des frais de 2 \$ sont perçus si l'ordonnance est exécutée par une pharmacie communautaire.

³ Les personnes de moins de 18 ans qui sont à charge de bénéficiaires de l'aide sociale ont droit à la couverture complète.

⁴ Jusqu'à la fin de décembre 1996.

⁵ À partir d'août 1996.

⁶ De janvier à juin 1997.

⁷ À partir de juillet 1997.

⁸ Aucune avant le 15 juillet 1996.

⁹ Les personnes à charge de moins de 18 ans bénéficiaires du Saskatchewan Assistance Plan bénéficient de la couverture complète. Les bénéficiaires qui ont besoin de médicaments coûteux pendant une période prolongée et d'autres, comme les mères célibataires, les détenus et les personnes de passage, ont droit à la couverture complète.

Tableau C

Estimations du modèle logit de la probabilité que les personnes âgées aient déclaré être couvertes par un régime d'assurance-médicaments, selon certaines caractéristiques, Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, population à domicile, Canada, territoires non compris

| | Coefficient | z | P> z | Intervalle de confiance de 95 % | |
|---|-------------|---------|-------|---------------------------------|----------|
| Âge | -0,007 | -1,827 | 0,068 | -0,014 | - 0,000 |
| Hommes | 0,220 | 4,509 | 0,000 | 0,124 | - 0,315 |
| Marié(e)/union libre | 0,448 | 4,163 | 0,000 | 0,237 | - 0,659 |
| Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e) | 0,172 | 1,813 | 0,070 | -0,014 | - 0,357 |
| Diplôme d'études secondaires | 0,156 | 2,381 | 0,017 | 0,028 | - 0,285 |
| Études postsecondaires partielles | -0,023 | -0,331 | 0,741 | -0,156 | - 0,111 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 0,248 | 3,935 | 0,000 | 0,124 | - 0,371 |
| 10 000 \$ à 19 999 \$ | 0,212 | 2,089 | 0,037 | 0,013 | - 0,411 |
| 20 000 \$ à 29 999 \$ | 0,447 | 4,141 | 0,000 | 0,235 | - 0,658 |
| 30 000 \$ à 39 999 \$ | 0,750 | 6,365 | 0,000 | 0,519 | - 0,981 |
| 40 000 \$ à 59 999 \$ | 0,577 | 4,682 | 0,000 | 0,335 | - 0,818 |
| 60 000 \$ et plus | 0,576 | 3,924 | 0,000 | 0,288 | - 0,863 |
| Taille du ménage (log) | -0,354 | -3,909 | 0,000 | -0,531 | - -0,176 |
| Nombre de problèmes de santé chroniques | 0,066 | 5,207 | 0,000 | 0,041 | - 0,090 |
| 1 ou 2 médicaments sur ordonnance au cours des deux derniers jours | 0,244 | 4,817 | 0,000 | 0,144 | - 0,343 |
| 3 médicaments ou plus sur ordonnance au cours des deux derniers jours | 0,641 | 9,370 | 0,000 | 0,507 | - 0,775 |
| Déclaration par procuration | 0,499 | 4,177 | 0,000 | 0,265 | - 0,733 |
| Terre-Neuve (faible revenu) | -0,402 | -2,106 | 0,035 | -0,775 | - -0,028 |
| Terre-Neuve (revenu élevé) | -0,058 | -0,073 | 0,942 | -1,617 | - 1,500 |
| Île-du-Prince-Édouard | -0,280 | -1,677 | 0,094 | -0,607 | - 0,047 |
| Nouvelle-Écosse | 0,219 | 1,231 | 0,219 | -0,130 | - 0,569 |
| Nouveau-Brunswick (faible revenu) | 0,112 | 0,649 | 0,516 | -0,225 | - 0,449 |
| Nouveau-Brunswick (revenu élevé) | 0,018 | 0,027 | 0,978 | -1,263 | - 1,299 |
| Québec | -1,659 | -12,284 | 0,000 | -1,924 | - -1,395 |
| Manitoba | -1,171 | -19,988 | 0,000 | -1,286 | - -1,057 |
| Saskatchewan | -1,498 | -8,958 | 0,000 | -1,826 | - -1,171 |
| Alberta | 0,564 | 8,051 | 0,000 | 0,427 | - 0,701 |
| Colombie-Britannique | 0,351 | 2,441 | 0,015 | 0,069 | - 0,634 |
| Coordonnée à l'origine | -0,099 | -0,334 | 0,738 | -0,680 | - 0,482 |

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

Nota : Pseudo R² = 0,1011; nombre d'observations = 9 603.

Tableau D

Estimations du modèle logit de la probabilité que les bénéficiaires de l'aide sociale de 18 à 64 ans aient déclaré être couverts par un régime d'assurance-médicaments, selon certaines caractéristiques, Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997, population à domicile, Canada, territoires non compris

| | Coefficient | z | P> z | Intervalle de confiance de 95 % | |
|---|-------------|--------|-------|---------------------------------|----------|
| Âge | -0,009 | -1,630 | 0,103 | -0,020 | - 0,002 |
| Hommes | -0,511 | -4,225 | 0,000 | -0,748 | - -0,274 |
| Marié(e)/union libre | -0,223 | -1,435 | 0,151 | -0,527 | - 0,082 |
| Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e) | 0,199 | 1,455 | 0,146 | -0,069 | - 0,466 |
| Diplôme d'études secondaires | 0,026 | 0,166 | 0,868 | -0,278 | - 0,330 |
| Études postsecondaires partielles | 0,066 | 0,484 | 0,628 | -0,200 | - 0,331 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 0,053 | 0,362 | 0,717 | -0,234 | - 0,340 |
| 10 000 \$ à 19 999 \$ | 0,102 | 0,831 | 0,406 | -0,139 | - 0,344 |
| 20 000 \$ à 29 999 \$ | -0,242 | -1,000 | 0,318 | -0,718 | - 0,233 |
| 30 000 \$ et plus | 1,162 | 2,123 | 0,034 | 0,089 | - 2,235 |
| Taille du ménage (log) | 0,181 | 1,447 | 0,148 | -0,064 | - 0,425 |
| Nombre de problèmes de santé chroniques | 0,136 | 4,445 | 0,000 | 0,076 | - 0,196 |
| 1 ou 2 médicaments sur ordonnance au cours des deux derniers jours | 0,309 | 2,501 | 0,012 | 0,067 | - 0,551 |
| 3 médicaments ou plus sur ordonnance au cours des deux derniers jours | 0,959 | 4,788 | 0,000 | 0,567 | - 1,352 |
| Déclaration par procuration | 0,632 | 1,478 | 0,140 | -0,206 | - 1,471 |
| Terre-Neuve | -1,092 | -3,880 | 0,000 | -1,644 | - -0,541 |
| Île-du-Prince-Édouard | -1,599 | -3,443 | 0,001 | -2,510 | - -0,689 |
| Nouvelle-Écosse | -0,512 | -1,585 | 0,113 | -1,145 | - 0,121 |
| Nouveau-Brunswick | -0,719 | -2,264 | 0,024 | -1,341 | - -0,096 |
| Québec | -1,498 | -7,298 | 0,000 | -1,900 | - -1,095 |
| Manitoba | -0,438 | -2,801 | 0,005 | -0,744 | - -0,131 |
| Saskatchewan | -0,255 | -0,608 | 0,543 | -1,075 | - 0,565 |
| Alberta | -0,381 | -1,945 | 0,052 | -0,766 | - 0,003 |
| Colombie-Britannique | -0,266 | -0,830 | 0,407 | -0,895 | - 0,363 |
| Coordonnée à l'origine | 0,523 | 2,067 | 0,039 | 0,027 | - 1,019 |

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

Nota : Pseudo R² = 0,0868; nombre d'observations = 1 765.



Données disponibles

Aperçu des données sur la santé
produites récemment par
Statistique Canada

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Indicateurs de la santé, 2002(2)

La version la plus récente des *Indicateurs de la santé* comprend des données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001. Des données sur l'estime de soi, le soutien social, la vaccination contre la grippe et la latitude de décision au travail sont maintenant disponibles pour certaines régions socio-sanitaires. Ces indicateurs complètent les faits saillants, les cartes et les tableaux de données présentés dans chaque volume. Tous les indicateurs fondés sur les données de l'ESCC ont été mis à jour de sorte qu'ils reflètent les nouvelles limites des régions socio-sanitaires de la Colombie-Britannique.

La publication *Indicateurs de la santé* (82-221-XIF) est offerte gratuitement dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Sous *Nos produits et services*, choisissez *Publications gratuites* puis *Santé*. Pour plus de renseignements, communiquez avec Jason Gilmore (613-951-7118; jason.gilmore@statcan.ca), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, ou avec Anick Losier (613-241-7860), Institut canadien d'information sur la santé.

Indicateurs de la santé comparables, 2002

Des indicateurs de la santé comparables pour le Canada, les provinces et les territoires sont consultables dans les sites Web de Statistique Canada et de l'Institut canadien d'information sur la santé. Les ministères de la Santé des provinces, des territoires et du gouvernement fédéral ont défini plusieurs indicateurs de l'état de santé, des résultats des services de santé et de la qualité des services de santé. Ces indicateurs sont l'espérance de vie, la mortalité infantile, le taux de bébés de faible poids à la naissance, l'autoévaluation de l'état de santé, l'évolution de l'espérance de vie, l'amélioration de la qualité de la vie, la réduction du fardeau de la maladie et des blessures, la durée de l'attente pour des services diagnostiques et thérapeutiques clés, la satisfaction des patients, la réhospitalisation pour certaines maladies, l'accès au services de santé de premier contact, l'accès à des services de soins à domicile et de soins communautaires 24 heures sur

24, 7 jours sur 7, la surveillance et la protection de la santé publique, ainsi que la promotion de la santé et la prévention des maladies.

La publication *Indicateurs de la santé comparables* (82-401-XIF) est offerte gratuitement dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Sous *Nos produits et services*, choisissez *Publications gratuites*, puis *Santé*. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Brenda Wannell au (613-951-8554; brenda.wannell@statcan.ca), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

Incidence du cancer, 2000

Des données provisoires sur l'incidence du cancer en 2000 sont disponibles pour les provinces et les territoires, sauf le Québec et Terre-Neuve-et-Labrador. Les données incluent des renseignements sur les nouveaux cas diagnostiqués en 2000, tels que déclarés par les registres provinciaux et territoriaux du cancer. Les données nationales pour 1999 sont également disponibles.

Pour plus de renseignements, communiquez avec les Services personnalisés à la clientèle (613-951-1746; hd-ds@statcan.ca ou avec Michel Cormier (613-951-1775), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

Naissances, 2000

En 2000, pour la dixième année consécutive, le nombre de naissances a diminué au Canada. En tout, 327 882 bébés sont nés cette année-là, soit un recul de 2,8 % par rapport à 1999 et le nombre le plus faible observé depuis 1946. Le nombre de naissances vivantes a diminué dans toutes les provinces et tous les territoires, sauf les Territoires du Nord-Ouest, où il a augmenté de 2,1 %.

Étant donné la croissance de la population et la diminution du nombre de naissances vivantes, le taux de fécondité, c'est-à-dire l'estimation du nombre moyen d'enfants mis au monde par les femmes de 15 à 49 ans au cours de leur vie, a atteint le creux record de 1,49. Le taux a baissé pour les femmes de tous les groupes d'âge inférieurs à 35 ans.

C'est chez les adolescentes que la diminution du taux de fécondité a été la plus importante, passant de 19,8 naissances pour 1 000 femmes de 15 à 19 ans en 1999 à 17,3 en 2000. Bien que le taux de fécondité ait augmenté de 1999 à 2000 chez les femmes de 35 ans et plus, la hausse n'a pas été suffisante pour compenser le fléchissement observé chez les femmes plus jeunes.

Pour plus de renseignements, ou pour commander des totalisations spéciales, communiquez avec les Services personnalisés à la clientèle au (613)951-1746 (hd-ds@statcan.ca). Pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Patricia Tully au (613)951-1759 (patricia.tully@statcan.ca), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

Divorces, 1999 et 2000

En tout, 71 144 couples ont divorcé officiellement en 2000, ce qui représente une légère hausse (0,3 %) par rapport à 1999. La plupart des couples (60 %) qui ont divorcé en 1999 et en 2000 étaient mariés depuis moins de 15 ans.

Le nombre de divorces pour 100 000 habitants, c'est-à-dire le taux brut de divorcialité, a augmenté en 1999 pour atteindre 232,5, puis a baissé légèrement, de 0,6 %, pour s'établir à 231,2 en 2000.

Tant en 1999 qu'en 2000, dans le cas d'un divorce sur trois, l'octroi de la garde des personnes à charge, dont la grande majorité sont des enfants de 18 ans et moins, a fait l'objet d'une action en justice. En 2000, la garde de 37 000 personnes à charge a été déterminée dans le cadre de l'action en divorce. La tendance à la hausse des dispositions de garde conjointe observée depuis 14 ans s'est poursuivie, la garde de 37,2 % des personnes à charge ayant été accordée conjointement aux deux parents cette année-là. Dans 53,5 % des cas, la garde des personnes à charge a été accordée à la mère uniquement et dans 9,1 %, au père uniquement.

Pour commander les tableaux standards, *Divorces, 1999 et 2000* (84F0213XPB, 20 \$) ou des totalisations

spéciales, communiquez avec les Services personnalisés à la clientèle (613-951-1746; hd-ds@statcan.ca). Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Patricia Tully (613-951-1759; patricia.tully@statcan.ca) ou avec Leslie Geran (613-951-5243; leslie.geran@statcan.ca), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997

Les tables de mortalité pour la période de 1995 à 1997, qui comprennent des estimations de l'espérance de vie selon l'âge et le sexe pour le Canada, pour les provinces et pour le Nunavut, le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest regroupés, sont maintenant disponibles.

Des estimations abrégées par tranche d'âge de cinq ans ont été produites pour l'Île-du-Prince-Édouard et pour les territoires réunis, en raison de leur faible population et du petit nombre de décès qu'on y relève. La publication décrit en détail la méthodologie qui sous-tend la production des estimations, ainsi que les coefficients de variation calculés pour les estimations de l'espérance de vie. Dans la mesure du possible, chaque table de mortalité a été étendue jusqu'à l'âge de 109 ans. Les tables de mortalité abrégées vont jusqu'à 100 ans et plus.

La publication *Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997* (84-537-XIF) est offerte gratuitement dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Sous *Nos produits et services*, choisissez *Publications gratuites*, puis *Population et démographie*. Pour plus de renseignements, ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Patricia Tully au (613-951-1759; patricia.tully@statcan.ca), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada. ●



Pour commander les publications

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

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca





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
 Ailleurs au Canada, sans frais : 1 800 267-6677
 Télécopieur : (613) 951-1584

Ou visiter notre site Web : www.statcan.ca

| Titre | Numéro au catalogue | Version | Prix (\$CAN) ^{†‡} |
|--|---------------------|---|----------------------------|
| Rapports sur la santé · par année · l'exemplaire | 82-003-XPF | Papier | 58 \$ 20 \$ |
| · par année · l'exemplaire | 82-003-XIF | Internet | 44 \$ 15 \$ |
| La santé de la population canadienne - Rapport annuel 2002 | 82-003-SIF | Internet | Gratuit |
| | 82-003-SPF | Papier | 20 \$ |
| Indicateurs de la santé, publication électronique | 82-221-XIF | Internet | Gratuit |
| Indicateurs de la santé comparables – Canada, provinces et territoires | 82-401-XIF | Internet | Gratuit |
| Aperçu des statistiques sur la santé <i>Remplacé par Indicateurs de la santé, publication électronique</i> | 82F0075XCB | CD-ROM | 100 \$ |
| Régions socio-sanitaires en l'an 2000 – Limites, renseignements géographiques et estimations démographiques | 82F0082XCB | CD-ROM | 60 \$ |
| Guide de la statistique sur la santé <i>(Ce guide est un outil qui vous permet d'accéder rapidement à de l'information reliée à la santé dans le site Web de Statistique Canada. Il peut n'être utilisé qu'en ligne dans le format html et ne peut être téléchargé.)</i> | 82-573-GIF | Internet | Gratuit |
| Rapport statistique sur la santé de la population canadienne | 82-570-XIF | Internet | Gratuit |
| Rapport sur l'usage de la cigarette au Canada, de 1985 à 2001 | 82F0027-XIF | Internet | Gratuit |
| Les soins de santé au Canada 2000 : Un premier rapport annuel | 82-222-XIF | Internet (aussi au : http://www.cihi.ca) | Gratuit |
| Cancer | | | |
| L'incidence du cancer au Canada <i>(De 1994 à 1998, ces données sont disponibles en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle)</i> | | | |
| La filière du cancer, bulletin des registres du cancer au Canada | 82F0081XIB | Internet | Gratuit |
| 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 \$ |
| | 82-567-XIB | Internet | 8 \$ |
| Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 | 82-567-XPB | Papier | 35 \$ |
| | 82-567-XIB | Internet | 26 \$ |
| Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées à grande diffusion, Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999 – composante des ménages | 82M0009GPF | Papier | 50 \$ |
| Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – composante des ménages | 82M0009GPF | Papier | 50 \$ |

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

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

| Titre | Numéro au catalogue | Version | Prix (\$CAN)†‡ |
|--|---------------------|-----------|----------------|
| Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – établissements de soins de santé | 82M0010GPF | Papier | 50 \$ |
| Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes | | | |
| Accès aux services de soins de santé au Canada, 2001 | 82-575-XIF | Internet | Gratuit |
| Espérance de vie | | | |
| Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997 | 84-537-XIF | Internet | 15 \$ |
| Établissements de soins | | | |
| Établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1998-1999 (Ces données sont disponibles sous forme de totalisations spéciales en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.) | | | |
| État civil | | | |
| Tableaux normalisés | | | |
| La Division de la statistique de la santé prépare les tableaux normalisés suivants, à partir de l'année de référence 1996. | | | |
| Sommaire général des statistiques de l'état civil | 84F0001XPB | Papier | 20 \$ |
| Causes de décès | 84F0208XPB | Papier | 20 \$ |
| Mortalité, liste sommaire des causes | 84F0209XPB | Papier | 20 \$ |
| Mortalité, liste sommaire des causes, 1997 | 84F0209XIB | Internet | Gratuit |
| Naissances | 84F0210XPB | Papier | 20 \$ |
| Décès | 84F0211XPB | Papier | 20 \$ |
| Mariages | 84F0212XPB | Papier | 20 \$ |
| Divorces | 84F0213XPB | Papier | 20 \$ |
| Causes principales de décès | 84F0503XPB | Papier | 20 \$ |
| (Ces tableaux normalisés peuvent être commandés en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.) | | | |
| Autre | | | |
| Étude de validation d'un couplage d'enregistrements de naissance et de décès infantile au Canada | 84F0013XIF | Internet | Gratuit |
| Fichier de conversion des codes postaux plus (FCCP+) | 82F0086XDB | Disquette | Gratuit |
| (Pour obtenir le FCCP+, les clients doivent d'abord acheter le FCCP.) | | | |
| Renseignements historiques | | | |
| Recueil de statistiques de l'état civil, 1996 | 84-214-XPB | Papier | 45 \$ |
| | 84-214-XIF | Internet | 33 \$ |
| Hospitalisation | | | |
| Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux | 82-562-XPB | Papier | 40 \$ |
| Maladies cardiovasculaires | | | |
| Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada | 82F0076XIF | Internet | Gratuit |
| Maladies et lésions professionnelles | | | |
| Dépistage des maladies et lésions professionnelles au Canada : mortalité par cause chez les travailleurs, 1965-1991 | 84-546-XCB | CD-ROM | 500 \$ |

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

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



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

Les demandes de totalisations spéciales doivent être adressées aux :

Services personnalisés à la clientèle

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

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

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



Fichiers de microdonnées

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

Services personnalisés à la clientèle

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

Fichiers de microdonnées à grande diffusion de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

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

Fichiers de microdonnées à grande diffusion de l'Enquête nationale sur la santé de la population

Cycle 4, 2000-2001

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

Cycle 3, 1998-1999

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

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

Cycle 2, 1996-1997

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

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

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

Cycle 1, 1994-1995

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

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

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

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

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



ENQUÊTES SUR LA SANTÉ DE LA POPULATION

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)

Cycle 1.1 : Cette enquête a été menée par Statistique Canada afin de produire des estimations transversales à jour des déterminants de la santé, de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé pour 133 régions socio-sanitaires réparties partout au Canada et dans les territoires.

Cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être : cette enquête est menée par Statistique Canada en vue de produire des estimations transversales des déterminants de la santé mentale, de l'état de santé mentale et de l'utilisation des services de santé mentale, au niveau provincial.

Cycle 2.1 : Cette enquête sera menée par Statistique Canada afin de produire des estimations transversales à jour des déterminants de la santé, de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé pour 134 régions socio-sanitaires réparties partout au Canada.

Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)

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

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

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

L'Enquête conjointe Canada-États-Unis sur la santé (ECCES)

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

Pour plus de renseignements, veuillez visiter notre site web

http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs/index_f.htm

Le Canada en statistiques

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

Pour plus de renseignements, veuillez visiter notre site Web au <http://www.statcan.ca>, sous « Le Canada en statistiques », et « Santé ».

Centres de données de recherche statistique

Statistique Canada, en collaboration avec le Conseil de recherches en sciences humaines (CRSH), a lancé une initiative qui permettra d'améliorer la capacité de recherche sociale du pays, d'appuyer la recherche en vue de l'élaboration de politiques et de fournir des aperçus sur d'importants enjeux pour le public canadien. L'initiative prévoit la création de neuf centres de données de recherche situés à la McMaster University à Hamilton, à l'Université de Montréal, à la Dalhousie University et aux universités de Toronto, de Waterloo, de Calgary, de l'Alberta, du Nouveau-Brunswick (Fredericton) et de la Colombie-Britannique. Les chercheurs potentiels qui souhaitent travailler à partir des données des enquêtes doivent soumettre des propositions de projet à un comité de décision fonctionnant sous les auspices du CRSH et de Statistique Canada. L'approbation des propositions sera basée sur le mérite du projet de recherche et sur le besoin d'accéder à des données détaillées. Les centres et les projets de recherche seront évalués périodiquement afin d'estimer les normes de sécurité et le succès des analyses découlant des projets. Les chercheurs effectueront le travail aux termes de la *Loi sur la statistique*, tout comme le ferait un employé de Statistique Canada. Cela signifie que les centres seront protégés au moyen d'un système d'accès sécuritaire, que les ordinateurs contenant des données ne seront pas reliés à des réseaux externes, que les chercheurs devront prêter le serment de garder confidentiels tous renseignements pouvant identifier une personne et que les résultats de leurs recherches seront publiés par Statistique Canada. Pour plus de renseignements, communiquez avec Garnett Picot au (613) 951-8214, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail.