



N° 82-003-SIF au catalogue

Rapports sur la santé

Supplément au
volume 13, 2002

La santé de la population canadienne

RAPPORT ANNUEL 2002



Statistique
Canada

Statistics
Canada



Institut canadien
d'information sur la santé
Canadian Institute
for Health Information

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-SPF au catalogue est publié annuellement en version imprimée standard et est offert au prix de 20 \$ CA l'exemplaire. 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 sans frais, sous forme électronique dans le site Web de Statistique Canada, sous le n° 82-003-SIF au catalogue. Les utilisateurs peuvent obtenir un exemplaire 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

Supplément au volume 13, 2002

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2002

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.

Décembre 2002

No 82-003-SPF au catalogue, supplément au volume 13
ISSN 1492-7128

No 82-003-SIF au catalogue, supplément au volume 13
ISSN 1209-1375

Périodicité : annuelle

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.



Rapports sur la santé - Numéro spécial

Rédacteur en chef

Gary Catlin

Rédacteurs-coordonnateurs

Michel Seguin

Christine Wright

Collaborateurs

Jennifer Ali

Jean-Marie Berthelot

Edward Ng

Claudio Perez

Nancy A. Ross

Margot Shields

Michael Tjepkema

Stéphane Tremblay

Russell Wilkins

Rédactrices

Suzanne Alain

Denyse Carrière

Louis Majeau

Sophie Paluch-Bastien

Marc Saint-Laurent

Kathy White

Chargée de production

Renée Bourbonnais

Frank Grabowiecki

Production et composition

Agnes Jones

Robert Pellarin

Micheline Pilon

Vérification des données

Dan Lucas

Administration

Donna Eastman

La santé éveille un vif intérêt chez les Canadiens. Ces derniers se préoccupent notamment de leur propre santé, de celle des membres de leur famille et de leurs amis, et de la capacité qu'a le système de santé de répondre à leurs besoins. Comparativement à la plupart des autres pays, le Canada a de bonnes raisons d'être satisfait. Toutefois, les progrès possibles n'ont nullement tous été accomplis en ce qui concerne l'état de santé et la qualité du système de santé. La santé comporte de nombreuses dimensions. Elle peut représenter la capacité de fonctionner ou le fait de ne pas être malade. Elle peut aussi être considérée comme un sentiment de bien-être ou le résultat de comportements favorables. À cela s'ajoute l'admission de plus en plus répandue que les déterminants de la santé, autrement dit le patrimoine génétique, l'environnement physique, la situation socioéconomique, les conditions durant la petite enfance, etc., influencent l'état de santé global de la population et, dans certains cas, l'efficacité des services de santé. L'état de santé d'une population évolue lentement et ne reflète parfois que des années plus tard les progrès réalisés dans le domaine de la prévention de la maladie, de la nutrition ou de l'activité physique.

En outre, l'état de santé de la population n'est pas uniforme. La vulnérabilité à la maladie, à l'incapacité et au décès prématuré diminue à mesure que s'élève la position sur l'échelle socioéconomique. Les Canadiens se sont dotés d'un système de santé enviable et remportent chaque année, grâce aux progrès médicaux et technologiques, de petites et de grandes victoires contre la maladie. Pourtant, malgré ces réalisations, des inégalités persistent au sein de la population en ce qui concerne l'état de santé.

Statistique Canada et l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) unissent leurs efforts pour publier des rapports sur l'état de santé de la population canadienne, sur les facteurs qui déterminent ou influencent cet état de santé et sur le rendement du système de santé. Ces rapports annuels visent à fournir aux Canadiens et aux décideurs l'information et les renseignements contextuels nécessaires pour mieux apprécier les facteurs complexes qui contribuent à l'amélioration de la santé.

Le présent rapport, le troisième de la série de rapports annuels intitulée « La santé de la population canadienne », se concentre sur la question de la santé vue sous l'angle des collectivités. Le rapport complémentaire, qui a été publié par l'ICIS en mai 2002, a porté sur le système de santé. Dans l'avenir, d'autres rapports étofferont les connaissances actuelles et combleront les lacunes à mesure que l'éventail de données disponibles s'élargira.

Numéros antérieurs dans la série

« La santé de la population canadienne », Rapports sur la santé, numéro spécial, volume 11, numéro 3, Statistique Canada, no 82-003 au catalogue, mars 2000, et « La santé de la population canadienne - Sommaire », publication Internet, http://www.statcan.ca:8083/francais/ads/82-003-XPB/summary11-3_f.pdf.

Les soins de santé au Canada 2000 : Un premier rapport annuel, Institut canadien d'information sur la santé, avril 2000, rapport complet et brochure, <http://www.cihi.ca>.

« La santé de la population canadienne », Rapports sur la santé, numéro spécial, volume 12, numéro 3, Statistique Canada, no 82-003 au catalogue, avril 2001, et publication Internet, http://www.statcan.ca/francais/freepub/82-003-XIF/free_f.htm.

Les soins de santé au Canada 2001, Institut canadien d'information sur la santé, mai 2001, rapport complet et brochure, <http://www.cihi.ca>.

Les soins de santé au Canada 2002, Institut canadien d'information sur la santé, mai 2002, rapport complet et brochure, <http://www.cihi.ca>.

Au sujet de Rapports sur la santé

La publication Rapports sur la santé est une revue trimestrielle dont les articles sont soumis à l'évaluation par les pairs publiée par la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada. La publication, qui s'adresse à un public varié, dont les professionnels de la santé, les chercheurs, les décideurs, les

enseignants et les étudiants, a pour mission de fournir des renseignements pertinents, complets et de haute qualité sur l'état de santé de la population et sur le système de santé.

À propos de Statistique Canada

La Loi sur la statistique autorise Statistique Canada à recueillir, analyser et publier des renseignements statistiques sur les activités sociales, économiques et générales de la population et sur l'état de celle-ci. L'objectif principal de la Division de la statistique de la santé est de fournir des données et des analyses statistiques sur la santé de la population, les déterminants de la santé, ainsi que la portée et l'utilisation des services de santé au Canada.

À propos de l'Institut canadien d'information sur la santé

Depuis 1994, l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) contribue à l'amélioration de la santé de la population canadienne et du système de santé en fournissant des renseignements de qualité sur la santé. L'ICIS est un organisme national sans but lucratif chargé de coordonner la mise en place et la mise à jour d'un système national intégré d'information sur la santé. À cette fin, l'Institut fournit les renseignements exacts et à jour indispensables à l'élaboration de politiques judicieuses en matière de santé, à la gestion efficace du régime de santé du Canada et à la sensibilisation du public aux facteurs qui favorisent un bon état de santé.

Supplément au Volume 13

| | |
|---|-----|
| Introduction | 7 |
| La santé dans les collectivités canadiennes | 9 |
| <i>Margot Shields et Stéphane Tremblay</i> | |
| Le contexte socioéconomique régional et la santé | 37 |
| <i>Stéphane Tremblay, Nancy A. Ross et Jean-Marie Berthelot</i> | |
| Tendances de la mortalité selon le revenu du quartier dans les régions urbaines du Canada de 1971 à 1996 | 51 |
| <i>Russell Wilkins, Jean-Marie Berthelot et Edward Ng</i> | |
| La santé des Autochtones vivant hors réserve | 81 |
| <i>Michael Tjepkema</i> | |
| État de santé et comportements influant sur la santé des immigrants | 99 |
| <i>Claudio E. Pérez</i> | |
| La santé mentale des Immigrants au Canada | 113 |
| <i>Jennifer Ali</i> | |

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.

Abonnements

Des 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) 951-7025. Télécopieur : (613) 951-0792. Courrier électronique : healthreports@statcan.ca.

Version électronique

La publication *Rapports sur la santé* est aussi publiée sous forme électronique, fichiers PDF. Il est possible de commander des numéros à l'unité, en utilisant une carte Visa ou MasterCard, à partir du site Internet de Statistique Canada, de les télécharger et de les consulter avec l'aide d'Adobe Acrobat Reader. Pour commander un numéro récent 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*, no 82-003-XIF au catalogue, à la rubrique « Santé ».

Introduction

Au Canada, comme dans d'autres pays, on a montré que des facteurs comme le revenu et les comportements influant sur la santé rendent compte de certains écarts entre les résultats en matière de santé. Toutefois, ils ne les expliquent pas tous.

En raison de la diversité croissante de la population canadienne et de l'existence de nouvelles données sur la santé à l'échelon régional, le présent numéro de La santé de la population canadienne décrit les facteurs qui influent sur la santé de la collectivité. L'utilisation de définitions multiples de la collectivité permet d'analyser les données en fonction de plusieurs dimensions : géographique, culturelle et socioéconomique.

Les Canadiens accordent une grande importance à leur santé physique et mentale, ce qui n'est pas étonnant puisque celle-ci est essentielle à une bonne qualité de vie. Les questions ayant trait à la quantité et à la qualité des services offerts par le système de santé occupent aussi une place fondamentale dans leur esprit.

Pour la première fois, des données fiables sur la santé et les soins de santé sont disponibles pour toutes les régions socio-sanitaires infra-provinciales et infra-territoriales et pour diverses sous-populations. Pour profiter de cette nouvelle source exhaustive de données, le présent rapport — le troisième d'une série annuelle sur la santé publiée par Statistique Canada — porte sur les collectivités et vise à étudier ce concept sous différents angles.

On y définit la collectivité en fonction de trois dimensions. Elle est examinée à l'échelon géographique correspondant aux régions socio-sanitaires, qui ont été définies par les diverses administrations provinciales et territoriales. Elle est également définie en fonction de facteurs socioéconomiques et de l'identité ethnoculturelle.

La première partie du rapport décrit la santé de la population canadienne selon la dimension géographique. En tout, 139 régions socio-sanitaires du pays, définies par les provinces et territoires où elles sont situées, ont été regroupées en « régions homologues » d'après des caractéristiques sociodémographiques communes. Le premier article

permet de comparer des résultats en matière de santé (comme l'espérance de vie et l'état de santé autodéclaré) et des facteurs de risque (comme l'usage du tabac et l'obésité) dans des groupes de régions socio-sanitaires homologues. Le deuxième vise à déterminer si le contexte socioéconomique d'une collectivité influe sur la santé de ses membres. L'analyse montre que les écarts entre les collectivités en matière de santé s'expliquent principalement par les facteurs individuels, le lien étant ténu entre le contexte socioéconomique d'une collectivité et l'état de santé individuel.

Dans l'article du rapport qui porte sur le statut socioéconomique des collectivités canadiennes, on examine les tendances concernant des indicateurs importants de la mortalité et certaines causes de décès en fonction du revenu du quartier. Au cours des 30 dernières années, on a observé une amélioration globale significative, dont témoignent le prolongement de l'espérance de vie et la réduction des disparités entre les Canadiens à revenu faible et à revenu élevé.

La partie du rapport axée sur les caractéristiques culturelles des collectivités comprend un article sur la santé des Autochtones vivant hors réserve. L'analyse révèle que ces personnes sont généralement en moins bonne santé que le reste de la population canadienne. Cette tendance prédomine dans les provinces, mais non dans le Nord. Nombre d'inégalités en matière de santé sont attribuables non seulement au statut socioéconomique, mais aussi aux comportements ou

facteurs qui influent sur la santé, comme l'usage du tabac et l'obésité. La fréquence de la consultation des professionnels de la santé dont les services sont financés par l'État est la même pour les populations autochtone et non autochtone établies dans les provinces, mais on observe une différence en ce qui concerne l'utilisation des services non financés par l'État, notamment ceux des dentistes.

Deux autres articles sur les caractéristiques culturelles traitent de la santé des immigrants, l'un se concentrant sur leur santé physique et l'autre, sur leur santé mentale. Le premier montre que, selon certaines mesures, les résultats en matière de santé sont les mêmes pour les immigrants que pour les personnes nées au Canada. Selon d'autres, les immigrants ont tendance à être physiquement en meilleure santé que les Canadiens de naissance, mais cet écart est attribuable principalement au meilleur état de santé des immigrants arrivés récemment. Le deuxième article se concentre sur la prévalence de la dépression et de la dépendance à l'égard de l'alcool chez les immigrants afin d'étudier leur état de santé mentale. Chez tous les immigrants, sauf ceux arrivés au Canada depuis au moins 30 ans, le taux de dépendance à l'égard de l'alcool est plus faible que chez les personnes nées au Canada. La prévalence de la dépression n'est comparable à celle observée pour les Canadiens de naissance que chez les immigrants établis au Canada depuis au moins 10 ans. Ces résultats sont importants compte tenu de la perception erronée courante selon laquelle les niveaux récents d'immigration surchargent notre système de santé.

On a observé des résultats intéressants et constaté certaines lacunes en examinant la santé des

Canadiens dans les collectivités. Bien que certains facteurs socioéconomiques rendent compte des disparités en matière de santé, les données — tirées principalement de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes — indiquent que d'autres facteurs restent à explorer. Par exemple, après correction pour tenir compte de l'effet du revenu du ménage, les données continuent d'indiquer que les immigrants sont en meilleure santé que les personnes nées au Canada, mais que les Autochtones vivant hors réserve au Canada ne le sont pas. Parmi les groupes de régions socio-sanitaires homologues possédant des caractéristiques socioéconomiques comparables, ceux appartenant à certaines collectivités affichent de meilleurs résultats que d'autres. Manifestement, certains facteurs, comme les comportements individuels influant sur la santé, ont un effet sur cette dernière, mais d'autres, comme l'accès aux services de santé et le soutien social, devraient être étudiés plus en profondeur.

L'article où l'on étudie spécifiquement l'effet du revenu du quartier sur la santé, présente, sous toutes réserves, certains résultats encourageants. Il montre que, si la santé des Canadiens de toutes les catégories de revenu s'est améliorée considérablement dans l'intervalle de 25 ans entre 1971 et 1996, ce sont les personnes résidant dans les quartiers où les revenus sont les plus faibles qui ont connu l'amélioration la plus importante. Néanmoins, les données laissent entendre que des progrès restent à faire, puisque les disparités entre les résultats en matière de santé des plus riches et des plus pauvres persistent et que les plus pauvres continuent de représenter une part disproportionnée de la morbidité et de la mortalité.

La santé dans les collectivités canadiennes

- Les personnes qui vivent dans les grandes régions métropolitaines et les grands centres urbains sont celles dont l'espérance de vie ainsi que l'espérance de vie sans incapacité sont les plus longues au Canada.
- Les personnes qui vivent dans les collectivités éloignées du Nord sont celles dont la santé est la moins bonne. Dans ces collectivités, les taux d'usage du tabac, d'obésité et de consommation abusive d'alcool sont supérieurs à la moyenne nationale. Par contre, les résidents de ces collectivités sont moins susceptibles que ceux d'autres collectivités de se dire exposés à un stress intense.
- Au niveau de la région socio-sanitaire, des taux élevés d'usage quotidien du tabac et de consommation abusive d'alcool sont associés à une plus courte espérance de vie.
- Au niveau de la région socio-sanitaire, des taux élevés d'obésité, d'usage quotidien du tabac et de dépression sont associés à une moins longue espérance de vie sans incapacité.

Résumé

Objectifs

Le présent article examine la santé de la population canadienne à l'échelle de la collectivité. Les 139 régions socio-sanitaires du Canada sont réunies en 10 « groupes de régions homologues » ayant des profils sociodémographiques comparables. L'analyse compare ces groupes ainsi que les régions au sein de ces groupes en considérant certains indicateurs de la santé et la prévalence de certains facteurs de risque.

Sources des données

Les estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité sont fondées sur les données du Recensement de la population du Canada de 1996 et de la Base canadienne de données sur l'état civil. Les estimations de la prévalence des facteurs de risque sont basées sur les données tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001.

Techniques d'analyse

L'estimation de l'espérance de vie repose sur la méthode utilisée par Chiang pour produire les tables de survie abrégées. L'espérance de vie sans incapacité a été calculée selon la méthode de Sullivan. Les estimations de la prévalence de l'état de santé autoévalué et des facteurs de risque sont calculées d'après les données de l'ESCC. L'analyse de régression est utilisée pour étudier l'association entre les indicateurs de la santé et les facteurs de risque au niveau de la région socio-sanitaire.

Principaux résultats

Les facteurs sociodémographiques et les facteurs de risque tels que l'usage du tabac et l'obésité jouent un rôle essentiel dans l'explication des écarts observés entre les collectivités au chapitre de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité.

Mots-clés

Espérance de vie, espérance de vie sans incapacité, indicateurs de l'état de santé, comportement ayant un effet sur la santé, comparaisons géographiques, région socio-sanitaire, groupe de régions homologues.

Auteurs

Margot Shields (613-951-4177; margot.shields@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé et Stéphane Tremblay (613-951-4765; stephane.tremblay@statcan.ca), à la Division des études sociales et économiques, à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Margot Shields et Stéphane Tremblay

Comparativement aux habitants de la plupart des pays, les Canadiens sont en très bonne santé. L'espérance de vie observée au Canada compte parmi les plus élevées du monde, et ce, depuis plusieurs décennies¹. Cependant, l'état de santé n'est nullement le même dans toutes les collectivités canadiennes. L'espérance de vie, qui est un indicateur important de la santé d'une population, varie considérablement d'une région à l'autre, allant d'un creux de 65,4 années pour la région du Nunavik, au Québec, à un sommet de 81,2 années pour Richmond, en Colombie-Britannique. Ces écarts sont dus, dans une certaine mesure, à des différences sociodémographiques entre les collectivités, puisque l'espérance de vie au sein d'une collectivité dépend de facteurs tels que le taux de chômage, la proportion de personnes ayant fait des études postsecondaires et la proportion d'Autochtones².

Méthodologie

Sources des données

Les estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité (EVSI) sont calculées d'après les données sur la mortalité extraites de la Base canadienne de données sur l'état civil pour la période allant de 1995 à 1997. Les chiffres de population au 1er juillet 1996, corrigés pour le sous-dénombrement net au recensement, ont été fournis par la Division de la démographie de Statistique Canada. Les nombres de personnes vivant dans des logements privés et dans des logements collectifs proviennent du Recensement de la population de 1996. Les estimations concernant les limitations majeures des activités proviennent de l'échantillon du 1/5 qui a répondu au questionnaire détaillé du Recensement de 1996.

Les estimations de la prévalence de l'état de santé autoévalué et des facteurs de risque sont fondées sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) (voir l'annexe).

Techniques d'analyse

Le programme utilisé pour calculer l'espérance de vie est basé sur la méthode utilisée par Chiang pour produire les tables de survie abrégées³. Les tables abrégées de survie sont produites par ventilation des chiffres de population et des taux de mortalité par tranche d'âge de cinq ans (plutôt que par année d'âge). Comme le nombre d'événements par âge varie plus dans les petites régions et dans celles qui sont peu peuplées que dans les autres, les tables de survie abrégées sont celles qui sont les mieux adaptées à l'analyse au niveau infraprovincial (région socio-sanitaire). La méthode de Chiang a été choisie parce qu'elle est assez facile à adapter au niveau de détail de la région socio-sanitaire et qu'elle inclut un calcul de l'erreur-type (ici, tenant compte de la variation du nombre de décès dans une région socio-sanitaire donnée d'une année à l'autre).

Les estimations de l'EVSI ont été calculées selon la méthode de Sullivan⁴. Cette méthode se fonde sur la prévalence de l'incapacité au sein de la population selon le groupe âge-sexe. Le calcul de l'erreur-type de l'EVSI et, par conséquent, les bornes supérieure et inférieure des intervalles de confiance des estimations, se fondent sur la méthode de Mathers⁵, laquelle tient compte des fluctuations naturelles des taux de mortalité et de la variabilité d'échantillonnage.

Toutes les estimations produites d'après les données de l'ESCC ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population cible appropriée aux niveaux de la région socio-sanitaire et du groupe de régions homologues. Les intervalles de confiance des estimations fondées sur les données de l'ESCC ont été calculés au moyen de la formule établie pour l'échantillonnage aléatoire simple en y intégrant une estimation de l'effet du plan de sondage égale à 2 pour tenir compte du plan d'échantillonnage complexe de l'ESCC. Lors de la comparaison d'une estimation pour une région socio-sanitaire à l'estimation correspondante pour le groupe de régions homologues, on a considéré que le résultat pour la région socio-sanitaire était significativement meilleur (✓) ou pire (x) que celui obtenu pour le groupe de régions homologues si l'intervalle de confiance de 95 % de l'estimation pour la région socio-sanitaire ne chevauchait pas l'intervalle de confiance de 95 % de l'estimation pour le groupe de régions homologues. Dans ces comparaisons, l'estimation pour le groupe de régions homologues se fonde sur tous les enregistrements existants pour le groupe de régions homologues (c.-à-d. y compris les enregistrements pour la région socio-sanitaire qui fait l'objet de la comparaison).

La structure par âge de la population varie selon la région socio-sanitaire et selon le groupe de régions homologues. Par conséquent, toutes les estimations calculées au niveau de la région socio-sanitaire et du groupe de régions homologues basées sur les données de l'ESCC ont été normalisées selon l'âge en prenant pour référence la structure par âge de la population canadienne.

Dans le présent article, les proportions de personnes dont la santé est passable ou mauvaise, ainsi que les estimations de la prévalence des facteurs de risque, sont fondées sur des données individuelles autodéclarées provenant de l'ESCC. Afin d'étudier et de comparer l'état de santé au niveau de la collectivité, ces données ont été agrégées au niveau de la région socio-sanitaire. Par contre, l'espérance de vie et l'EVSI ont été calculées d'après des données sur la mortalité et sur les limitations des activités obtenues pour les résidents de ces régions socio-sanitaires. Ces indicateurs s'appliquent aux régions socio-sanitaires et non aux résidents individuels de ces régions. Dans l'analyse de régression portant sur les liens entre les estimations de la prévalence des facteurs de risque et les indicateurs de la santé, l'unité d'analyse est la région socio-sanitaire. Par conséquent, les associations observées entre l'état de santé autoévalué et les facteurs de risque au niveau de la région socio-sanitaire ne sont pas nécessairement représentatives des associations qui existent au niveau individuel. Dans le prochain article, « Le contexte socio-économique régional et la santé », on examinera l'état de santé autoévalué au niveau individuel en fonction des facteurs de risque liés à la santé au niveau individuel, ainsi qu'en fonction des caractéristiques de la région socio-sanitaire.

Limites

La comparaison des mesures de l'état de santé selon la région socio-sanitaire revient à étudier les indicateurs de la santé de la population à un niveau de détail beaucoup plus fin qu'il n'avait été possible de le faire jusqu'à présent dans le contexte canadien. Cependant, ces comparaisons pourraient masquer des fluctuations importantes à l'intérieur des régions socio-sanitaires. Par exemple, même si les indicateurs de la santé observés pour les résidents de Vancouver se comparent favorablement aux moyennes canadiennes, ils ne peuvent être interprétés comme signifiant que les résidents du cœur du centre-ville de Vancouver ont une santé supérieure à la moyenne.

La grande taille des échantillons au niveau du groupe de régions homologues a permis de déceler des écarts significatifs entre groupes pour les indicateurs de la santé, même si l'ampleur des écarts n'est pas important. Au niveau de la région socio-sanitaire, les écarts entre estimations doivent être plus importants pour être considérés comme statistiquement significatifs à cause de la plus petite taille des échantillons.

En grande partie, la création des groupes de régions homologues a permis de comparer les indicateurs de la santé obtenus pour les régions ayant des profils sociodémographiques comparables. Cependant, même au sein d'un groupe de régions homologues particulier, la variabilité des facteurs sociodémographiques est forte. Cette variabilité pourrait expliquer partiellement ce pourquoi les résultats observés sont meilleurs pour certaines régions socio-sanitaires que pour d'autres au sein d'un groupe de régions homologues.

La catégorisation des régions socio-sanitaires en groupes de régions homologues peut se faire selon diverses méthodes, en fonction de diverses variables. Le choix d'autres méthodes et variables pourrait modifier la composition des groupes de régions homologues, ainsi que l'interprétation de l'analyse. Diverses approches ont été examinées⁶ et celle utilisée reflète un consensus réalisé par un groupe d'experts en matière de santé.

Dans la présente analyse, la prévalence de l'obésité se fonde sur la population de 20 ans et plus. Or, l'autodéclaration inexacte de la taille est courante chez les personnes âgées, car nombre d'entre elles ont une taille de moindre importance en vieillissant⁷. Les personnes dans cette situation mentionnent souvent la taille qu'elles avaient quand elles étaient plus jeunes. Par conséquent, l'indice de masse corporelle calculé pour les personnes âgées pourrait être sous-estimé.

Comme l'association positive entre le statut socioéconomique et la santé est l'une des observations les plus répandues et les plus persistantes qui se dégagent des travaux de recherche sur la santé, les comparaisons entre collectivités sont plus utiles si elles portent sur des entités dont les caractéristiques socio-économiques sont similaires. Par conséquent, tel qu'il l'a été décrit dans un rapport diffusé antérieurement, Statistique Canada a élaboré un algorithme en vue de regrouper les 139 régions socio-sanitaires du Canada en « groupes de régions homologues »⁶. Un groupe de régions homologues comprend des régions socio-sanitaires dont les profils sociodémographiques sont comparables. L'établissement de ces profils se fonde sur les données du Recensement de la population de 1996. On a délibérément évité d'utiliser les variables ayant trait à la santé pour regrouper les régions socio-sanitaires en groupes de régions homologues. Partant des profils sociodémographiques, l'analyse de classification et l'analyse discriminante ont servi à créer des groupes de régions homologues, puis à déterminer quelles variables exercent la plus forte influence sur le regroupement des régions socio-sanitaires en ces groupes de régions homologues.

Les régions socio-sanitaires visées par le présent rapport ont été définies par les ministères provinciaux de la Santé. En tout, le Canada compte 139 de ces régions (voir la carte, *Régions socio-sanitaires 2000*, à la fin de la publication). La comparaison d'indicateurs de la santé, comme l'espérance de vie, la prévalence de l'usage du tabac et celle de l'obésité, au niveau de la région socio-sanitaire fournit des renseignements précieux aux administrateurs chargés d'élaborer et de surveiller des programmes coordonnés visant à améliorer la santé dans leur collectivité.

L'objectif du présent article est de procéder à des comparaisons inter et intra-groupes d'indicateurs de la santé importants, à savoir l'espérance de vie, l'espérance de vie sans incapacité (EVSI) et l'état de santé autoévalué, qui sont tous trois des indicateurs pertinents de la santé de la population (voir *Définitions*). Étant donné la façon dont les groupes de régions homologues ont été délimités, on s'attendait à ce que ces comparaisons révèlent des différences concernant les divers indicateurs. Les mesures de l'état de santé devraient, en principe, être meilleures pour les groupes de régions homologues pour lesquels les indicateurs de statut socioéconomique sont plus favorables. Cependant, il est encore plus important de déterminer les circonstances dans lesquelles certaines régions socio-sanitaires se distinguent de leurs homologues.

Par conséquent, l'analyse met l'accent sur les régions socio-sanitaires pour lesquelles les indicateurs de l'état de santé sont significativement meilleurs ou pires que ceux observés pour le groupe de régions homologues dans son ensemble. Un deuxième objectif de l'article est de déterminer les raisons pour lesquelles les résidents de certaines régions socio-sanitaires ou de certains groupes de régions homologues sont en meilleure santé que ceux d'autres régions ou groupes. Aussi, l'analyse fait une comparaison inter et intra-groupes de la prévalence estimée des facteurs de risque reconnus comme des déterminants importants de la santé. Les facteurs de risque étudiés incluent ceux liés au mode de vie (usage du tabac, exercice, consommation abusive d'alcool et obésité), ainsi que les facteurs psychosociaux (niveau de stress et dépression). Comme pour les indicateurs de l'état de santé, il était à prévoir que les estimations de la prévalence des facteurs de risque soient comparables pour les régions socio-sanitaires appartenant à un groupe particulier de régions homologues, étant donné l'association entre les facteurs de risque et les caractéristiques sociodémographiques. De nouveau, l'analyse met l'accent sur les cas où l'estimation de la prévalence d'un facteur de risque pour une région socio-sanitaire particulière est significativement meilleure ou pire que celle obtenue pour l'ensemble du groupe de régions homologues auquel appartient cette région.

Liens entre les indicateurs de l'état de santé, les comportements ayant un effet sur la santé et les facteurs psychosociaux

Une foule de travaux de recherche ont établi l'effet considérable de certains aspects du mode de vie et de certains facteurs psychosociaux sur la mortalité et sur la morbidité. L'usage du tabac est la plus importante cause évitable de décès. Au Canada, en 1996, environ 45 000 décès ont été imputés à l'usage du tabac⁸, et le cinquième des décès attribuables aux trois principales causes de décès, c'est-à-dire le cancer, la maladie cardiaque, et l'accident vasculaire cérébral, ont été imputés à la consommation de cigarettes. En outre, certaines études commencent à indiquer que l'usage du tabac est une cause importante d'incapacité. Par exemple, selon l'une de ces études, la probabilité de présenter une limitation des activités est de 30 % à 50 % plus forte pour les grands fumeurs que pour les personnes qui n'ont jamais fumé⁹. Une autre étude, réalisée auprès de personnes âgées, révèle que la cote exprimant la possibilité de regagner son autonomie physique (autrement dit de ne plus avoir besoin de l'aide d'une autre personne pour vaquer aux activités de la vie

Définitions

En général, les *régions socio-sanitaires* correspondent à des régions administratives établies par les autorités provinciales aux fins de la prestation locale de services de santé et de services sociaux. Au moment de la conception de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), il existait 139 régions socio-sanitaires au Canada. Pour les besoins de la présente analyse, les régions socio-sanitaires de Burntwood et de Churchill, au Manitoba, ont été regroupées à cause de la faible population de Churchill. Des données n'ont été recueillies dans le cadre de l'ESCC ni pour la région du Nunavik ni pour la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James, qui appartiennent toutes deux au groupe de régions homologues C. Par conséquent, l'estimation du pourcentage de la population dont la santé est passable ou mauvaise et les estimations de la prévalence des facteurs de risque ne sont pas disponibles pour ces régions socio-sanitaires. Les estimations calculées pour le groupe de régions homologues C se fondent sur les chiffres obtenus pour les autres régions du groupe, pour lesquelles les données ont été recueillies lors de l'ESCC.

Les *groupes de régions homologues* sont des groupes de régions socio-sanitaires ayant des caractéristiques socioéconomiques comparables. Chaque région socio-sanitaire du Canada a été répartie dans l'un des 10 groupes de régions homologues⁶.

Par *espérance de vie*, on entend l'espérance de vie à la naissance, c'est-à-dire le nombre d'années qu'une personne peut s'attendre à vivre à partir du jour de sa naissance. Elle est calculée d'après les statistiques sur la mortalité (par tranche d'âge de cinq ans) au moment de la naissance. Dans le présent article, l'espérance de vie à la naissance se fonde sur les chiffres de mortalité pour la période allant de 1995 à 1997 et est considérée comme étant l'espérance de vie en 1996.

L'*espérance de vie sans incapacité* (EVS_I) tient compte de l'information sur les taux de mortalité, la prévalence des limitations majeures des activités et la proportion de la population qui réside en établissement de santé. L'EVS_I représente le nombre d'années qu'une personne peut s'attendre à vivre sans limitation des activités et hors d'un établissement de santé¹⁰.

La proportion de personnes ayant une *santé passable ou mauvaise* a été déterminée d'après les réponses à une question portant sur leur état de santé autoévalué : « En général, diriez-vous que votre santé est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? » Les estimations de la proportion de personnes dont la santé est passable ou mauvaise au niveau de la région socio-sanitaire sont calculées pour la population de 12 ans et plus.

Les personnes considérées comme *fumant quotidiennement* sont celles qui ont déclaré au moment de l'enquête qu'elles fumaient des cigarettes tous les jours. Le taux d'usage quotidien du tabac au niveau de la région socio-sanitaire est calculé pour la population de 12 ans et plus.

L'*indice de masse corporelle* (IMC) est utilisé couramment pour déterminer si le poids d'une personne se situe dans une fourchette de poids sains. Pour le calculer, on divise le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Dans la

présente analyse, on a considéré comme étant obèses les personnes dont l'IMC était égal ou supérieur à 30, définition de l'obésité appuyée par l'Organisation mondiale de la santé. Les taux d'obésité au niveau de la région socio-sanitaire sont calculés à l'endroit de la population de 20 ans et plus sans toutefois tenir compte des femmes enceintes.

L'évaluation de l'activité physique se fonde sur le nombre de fois, au cours des trois mois qui ont précédé l'enquête, où la personne interrogée s'est adonnée durant ses loisirs à une activité physique ayant duré au moins 15 minutes. La fréquence mensuelle correspond au nombre de fois enregistré pour les trois derniers mois divisé par trois. On a considéré comme étant des *personnes faisant de l'exercice peu fréquemment* celles pour lesquelles le nombre de fois par mois était égal ou inférieur à trois. La prévalence de l'exercice peu fréquent au niveau de la région socio-sanitaire est calculée pour la population de 12 ans et plus.

Pour déterminer les cas de consommation abusive d'alcool, on a demandé aux participants à l'enquête d'indiquer le nombre de fois qu'ils avaient consommé au moins cinq verres d'alcool en une occasion au cours des 12 derniers mois. Les personnes qui ont répondu une fois par mois ou plus souvent ont été classées dans la catégorie des *buveurs excessifs*. Les taux de consommation abusive d'alcool au niveau de la région socio-sanitaire sont calculés pour la population de 18 ans et plus.

Pour mesurer le niveau de stress, on a demandé aux participants à l'enquête de répondre à la question : « En pensant à la quantité de stress dans votre vie, diriez-vous que la plupart de vos journées ne sont pas stressantes du tout? Ne sont pas très stressantes? Sont un peu stressantes? Sont assez stressantes? Sont extrêmement stressantes? » Les personnes qui ont répondu « Sont assez stressantes » ou « Sont extrêmement stressantes » ont été considérées comme étant exposées à un *stress intense*. Au niveau de la région socio-sanitaire, la proportion de personnes soumises à un stress intense est calculée pour la population de 18 ans et plus.

Conformément à la méthode de Kessler¹¹, le questionnaire de l'ESCC comprend, pour déterminer si une personne a vécu un épisode dépressif majeur (EDM), un sous-ensemble de questions de la *Composite International Diagnostic Interview*. Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif énumérés dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux*¹². Pour chaque personne interrogée, les réponses à ces questions ont été cotées en fonction d'une échelle et la somme de ces cotes a été transformée en une probabilité estimative de diagnostic d'épisode dépressif majeur. On a considéré comme étant *déprimée* toute personne pour laquelle la probabilité était égale ou supérieure à 0,9 (autrement dit, toute personne pour laquelle la certitude d'un diagnostic positif était d'au moins 90 %). Les estimations de la prévalence de la dépression au niveau de la région socio-sanitaire sont calculées pour la population de 12 ans et plus.

Les définitions des variables du recensement utilisées pour regrouper les régions socio-sanitaires en groupes de régions homologues figurent au tableau A en annexe.

quotidienne à cause d'un problème de santé de longue durée) est plus faible pour celles qui fument que pour les autres¹³.

Plusieurs études montrent qu'il existe une association positive entre l'exercice physique et la santé. L'exercice régulier améliore la résistance et la capacité aérobie, même chez les adultes souffrant d'une maladie chronique¹⁴. Même un niveau modéré

d'exercice régulier réduit le risque d'une maladie cardiaque ultérieure¹⁵. Cependant, il est moins évident de savoir si l'exercice améliore l'état fonctionnel et prévient l'incapacité chez les personnes âgées^{13,14,16}.

Outre ses conséquences personnelles et sociales indésirables, l'abus d'alcool est un déterminant important du décès prématuré qui joue un rôle dans les décès causés par la maladie cardio-vasculaire, le

Liens entre les indicateurs de la santé et les facteurs de risque au niveau de la région socio-sanitaire

Pour examiner le lien entre les indicateurs de la santé et les facteurs de risque au niveau de la région socio-sanitaire, on a calculé trois séries de modèles de régression linéaire multiple. Dans chaque modèle, la variable dépendante était l'estimation de l'un des trois indicateurs de la santé au niveau de la région socio-sanitaire (espérance de vie, espérance de vie sans incapacité [EVSI] ou pourcentage de personnes jugeant leur santé passable ou mauvaise). Au moyen de la première série de modèles de régression, on a examiné ces indicateurs de la santé uniquement en fonction des variables sociodémographiques. Les variables utilisées dans les régressions étaient celles ayant le plus grand pouvoir discriminatoire au moment où l'on a formé les groupes de régions homologues (proportion d'Autochtones, proportion de membres des minorités visibles, taux de chômage, taille de la population et pourcentage de personnes de 65 ans et plus), ainsi que le revenu moyen et le nombre moyen d'années de scolarité.

Pour les modèles subséquents, la prévalence de chaque facteur de risque (c.-à-d. le taux d'usage quotidien du tabac, le taux d'obésité, le taux d'exercice peu fréquent, le taux de consommation abusive d'alcool, le taux d'exposition à un stress intense et le taux de dépression) a été introduite séparément (de façon distincte) dans chaque modèle pour déterminer si elle est associée de façon significative à chaque mesure de l'état de santé, en tenant compte de l'effet des caractéristiques sociodémographiques. Le tableau qui figure dans la colonne de droite indique quels facteurs de risque sont significatifs. La capacité qu'a chaque facteur de risque d'expliquer les écarts observés pour les trois indicateurs de la santé étudiés est quantifiée d'après la variation de la statistique R^2 (la statistique R^2 indique la part de la variance qui est expliquée par l'effet combiné de toutes les variables explicatives).

L'espérance de vie au niveau de la région socio-sanitaire est négativement associée aux taux d'usage quotidien du tabac et de consommation abusive d'alcool.

L'EVSI est associée négativement aux taux d'usage quotidien du tabac, d'obésité, de consommation abusive d'alcool et de dépression au niveau de la région socio-sanitaire. L'ajout du taux d'usage quotidien du tabac, du taux d'obésité et du taux de dépression dans les modèles est celui qui a produit l'augmentation la plus importante de la valeur de R^2 . Le fait que l'EVSI soit associée positivement à l'exercice peu fréquent est un résultat inattendu. L'association est

positive entre la proportion de personnes qui jugent leur santé passable ou mauvaise, d'une part, et la prévalence de l'usage du tabac, de l'obésité et de la dépression, d'autre part.

Résultats des régressions linéaires multiples établissant le lien entre l'espérance de vie, l'espérance de vie sans incapacité et une santé passable ou mauvaise au niveau de la région socio-sanitaire et certains facteurs de risque

| Variables de contrôle | Espérance de vie | Espérance de vie sans incapacité | Santé passable ou mauvaise |
|--|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------|
| | ----- R^2 ----- | | |
| Facteurs sociodémographiques uniquement | 0,56 | 0,32 | 0,25 |
| Facteurs sociodémographiques et : | -----augmentation du R^2 ----- | | |
| Prévalence de l'usage quotidien du tabac | 0,08 Nég** | 0,06 Nég** | 0,04 Pos* |
| Prévalence de l'obésité | 0,01 | 0,05 Nég** | 0,10 Pos** |
| Prévalence de l'exercice peu fréquent | 0 | 0,03 Pos* | 0 |
| Prévalence de la consommation abusive d'alcool | 0,01 Nég* | 0,03 Nég* | 0,01 |
| Prévalence de l'exposition à un stress intense | 0 | 0 | 0,01 |
| Prévalence de la dépression | 0 | 0,08 Nég** | 0,09 Pos** |

Nota : Le modèle de départ, ne tenant compte que de l'effet des variables sociodémographiques, est fondé sur l'observation de 136 des 139 régions socio-sanitaires. Les régions socio-sanitaires de Burntwood et Churchill, au Manitoba, ont été regroupées en une seule région étant donné la petite taille de la population de Churchill. La région du Nunavik et la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James n'ont pas été incluses dans l'analyse parce qu'aucune donnée n'est recueillie pour ces régions dans le cadre de l'ESCC et que l'on ne dispose donc pas d'estimation de la prévalence des facteurs de risque. Les modèles subséquents sont tous fondés sur les mêmes observations, à une exception près. Le modèle dans lequel est incluse la prévalence de la dépression est fondé sur deux observations de moins, puisque les questions sur la dépression n'ont pas été posées dans deux régions socio-sanitaires (Northern Health Services Branch, en Saskatchewan et Brant Public Health Unit, en Ontario).

* $p < 0,05$.

** $p < 0,01$.

Tableau 1
Caractéristiques principales des 10 groupes de régions socio-sanitaires homologues

| Groupe de régions homologues | Nombre de régions socio-sanitaires | % de la population canadienne | Caractéristiques principales |
|------------------------------|------------------------------------|-------------------------------|--|
| A | 5 | 17,4 | <ul style="list-style-type: none"> • Régions métropolitaines, telles que Toronto, Montréal et Vancouver • Taille moyenne de la population supérieure à un million d'habitants • Forte proportion (32,0 %) de membres des minorités visibles • Faible proportion (0,6 %) d'Autochtones • Nombre moyen élevé d'années de scolarité (13,9 années) • Répartition du revenu fortement inégale (part moyenne = 18,8 %) |
| B | 8 | 16,5 | <ul style="list-style-type: none"> • Grands centres urbains dont la densité de population est assez forte • Taille moyenne de la population supérieure à 500 000 habitants • Forte proportion (20,0 %) de membres des minorités visibles • Faible proportion (1,5 %) d'Autochtones • Nombre moyen élevé d'années de scolarité (13,9 années) |
| C | 6 | 0,4 | <ul style="list-style-type: none"> • Principalement les régions socio-sanitaires du Nord • Forte proportion (75,5 %) d'Autochtones • Taux de chômage élevé (17,2 %) • Faible densité de population (3,9 habitants par kilomètre carré) • Faible proportion (0,9 %) de membres des minorités visibles • Nombre moyen faible d'années de scolarité (10,6 années) |
| D | 9 | 2,6 | <ul style="list-style-type: none"> • Principalement les régions socio-sanitaire de l'Est • Taux de chômage élevé (27,7 %) • Faible proportion (0,5 %) de membres des minorités visibles • Faible proportion (9,1 %) de personnes migrant entre municipalités • Revenu personnel moyen faible (légèrement supérieur à 18 000 \$) |
| E | 13 | 2,8 | <ul style="list-style-type: none"> • Principalement les régions socio-sanitaires rurales des Prairies • Forte proportion (16,5 %) de personnes de 65 ans et plus • Faible proportion (1,1 %) de membres des minorités visibles • Revenu personnel moyen faible (légèrement supérieur à 20 000 \$) |
| F | 13 | 2,2 | <ul style="list-style-type: none"> • Principalement les régions socio-sanitaires du Nord • Forte proportion (17,2 %) d'Autochtones • Très faible densité de population (0,5 habitant par kilomètre carré) • Faible inégalité de la répartition du revenu (part médiane = 23,6 %) • Forte proportion (22,8 %) de personnes migrant entre municipalités |
| G | 21 | 5,5 | <ul style="list-style-type: none"> • Principalement les régions socio-sanitaires rurales des Prairies • Faible taux de chômage (7,1 %) • Faible proportion de familles monoparentales (10,4 %) • Faible proportion (13,8 %) de personnes à faible revenu |
| H | 22 | 23,2 | <ul style="list-style-type: none"> • Régions socio-sanitaires situées principalement au Québec et dans les provinces limitrophes • Faible taux de croissance de la population (0,6 %) • Taux de chômage élevé à moyen (11,2 %) • Proportion moyenne de familles monoparentales (14,9 %) |
| I | 34 | 23,5 | <ul style="list-style-type: none"> • Régions socio-sanitaires situées principalement en Ontario • Forte proportion de personnes faisant la navette entre leur domicile et un centre urbain avoisinant (85,9 %) • Proportion moyenne à forte (13,5 %) de personnes de 65 ans et plus |
| J | 8 | 5,9 | <ul style="list-style-type: none"> • Principalement des régions socio-sanitaires infra-métropolitaines • Forte croissance de la population (4,3 %) • Faible taux de chômage (7,5 %) • Forte proportion (24,0 %) de personnes migrant entre municipalités • Faible proportion d'enfants vivant dans un ménage à faible revenu (13,9 %) • Faible inégalité de la répartition du revenu (part médiane = 24,4 %) • Nombre moyen élevé d'années de scolarité (13,5 années) |

Source des données : Recensement du Canada de 1996

Nota : En tout, on s'est servi de 24 variables sociodémographiques en plus des principales caractéristiques géographiques pour définir les 10 groupes de régions socio-sanitaires homologues. Dans le présent tableau, les résultats sont présentés pour 15 de ces variables. Ces dernières ont été choisies afin de mettre en relief les écarts entre les groupes de régions homologues parce que leur variation d'un groupe à l'autre est forte et que les résultats sont faciles à interpréter. La liste complète des 24 variables utilisées pour définir les groupes de régions homologues, la définition de chacune de ces variables et les estimations calculées pour chaque variable selon le groupe de régions homologues figurent au tableau A en annexe.

cancer et les accidents^{17,18}. Même si l'on corrige les données pour tenir compte de l'effet de l'usage du tabac, la consommation abusive d'alcool demeure un facteur indépendant de risque de décès par maladie cardiaque¹⁷.

Diverses études indiquent que l'obésité est un important facteur de risque de problèmes de santé chroniques, dont le diabète, l'arthrite, l'hypertension, la maladie cardiaque, le cancer du côlon et du rectum et les problèmes respiratoires¹⁹⁻²¹. Certains travaux révèlent aussi que l'obésité est un déterminant important de l'incapacité²⁰.

Les personnes qui sont exposées à un stress personnel intense courent également un plus grand risque de présenter certaines maladies, peut-être à cause de l'effet indésirable du stress sur le système immunitaire^{22,23}. D'après l'analyse longitudinale de données recueillies au Canada, le stress est un prédicteur de problèmes de santé chroniques comme la migraine, les ulcères, l'arthrite, les maladies respiratoires et les maux de dos²⁴. Toujours selon la même analyse, le stress est également associé à une moins bonne autoévaluation de l'état de santé.

La dépression, qui, selon les estimations, touche environ 6 % de la population canadienne, est un trouble mental assez répandu²⁵. Outre ses effets dévastateurs sur la santé psychique, la dépression semble être un corrélat important de l'incapacité physique chez les personnes âgées^{26,27}.

La plupart des études susmentionnées portaient sur les déterminants de la santé au niveau individuel. Aujourd'hui, pour la première fois, il est possible, pour l'ensemble du Canada, de comparer la prévalence de divers états de santé et de divers facteurs de risque au niveau communautaire (région socio-sanitaire), grâce à la grande taille de l'échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisée par Statistique Canada. Les données de l'ESCC révèlent qu'il existe, au niveau de la région socio-sanitaire, une association entre l'espérance de vie, l'espérance de vie sans incapacité (EVSI) et la proportion de personnes jugeant leur santé passable ou mauvaise, d'une part, et plusieurs facteurs de risque considérés dans la présente analyse, d'autre part (voir *Liens entre les indicateurs de la santé et les facteurs de risque au niveau de la région socio-sanitaire*). Ces associations persistent même si l'on tient compte de l'effet des caractéristiques sociodémographiques de la région socio-sanitaire. Dans ces conditions, lorsque l'on compare les différences concernant les indicateurs de la santé entre groupes de régions socio-sanitaires homologues ou à l'intérieur de ces groupes, il est essentiel d'examiner la variation de la prévalence des facteurs de risque pour comprendre et interpréter les résultats.

Groupes de régions socio-sanitaires homologues au Canada

En tout, 10 groupes de régions homologues ont été créés pour l'ensemble du Canada, lesquels comptent de 5 à 34 régions socio-sanitaires (voir la carte, *Groupes de régions socio-sanitaires homologues 2000*, à la fin de la publication). Les variables qui ont joué le rôle le plus important dans la répartition des régions socio-sanitaires entre les groupes de régions homologues sont les proportions d'Autochtones et de membres des minorités visibles, le taux de chômage, la taille de la population, la proportion de personnes de 65 ans et plus et l'inégalité du revenu. Pour une description plus détaillée de la composition de chaque groupe de régions homologues, consulter le tableau 1 et le tableau A en annexe.

Naturellement, l'estimation de l'espérance de vie varie considérablement d'un groupe de régions homologues à l'autre (tableau 2). Toutefois, souvent, l'étendue des estimations pour les régions socio-sanitaires d'un groupe de régions homologues particulier est également importante (graphique 1). Même de faibles différences entre les espérances de vie peuvent être importantes. Par exemple, l'éradication du cancer du poumon augmenterait l'espérance de vie de 0,9 année²⁸, un progrès important étant donné que le cancer du poumon est la cause principale de décès dus au cancer chez les hommes et chez les femmes au Canada²⁹.

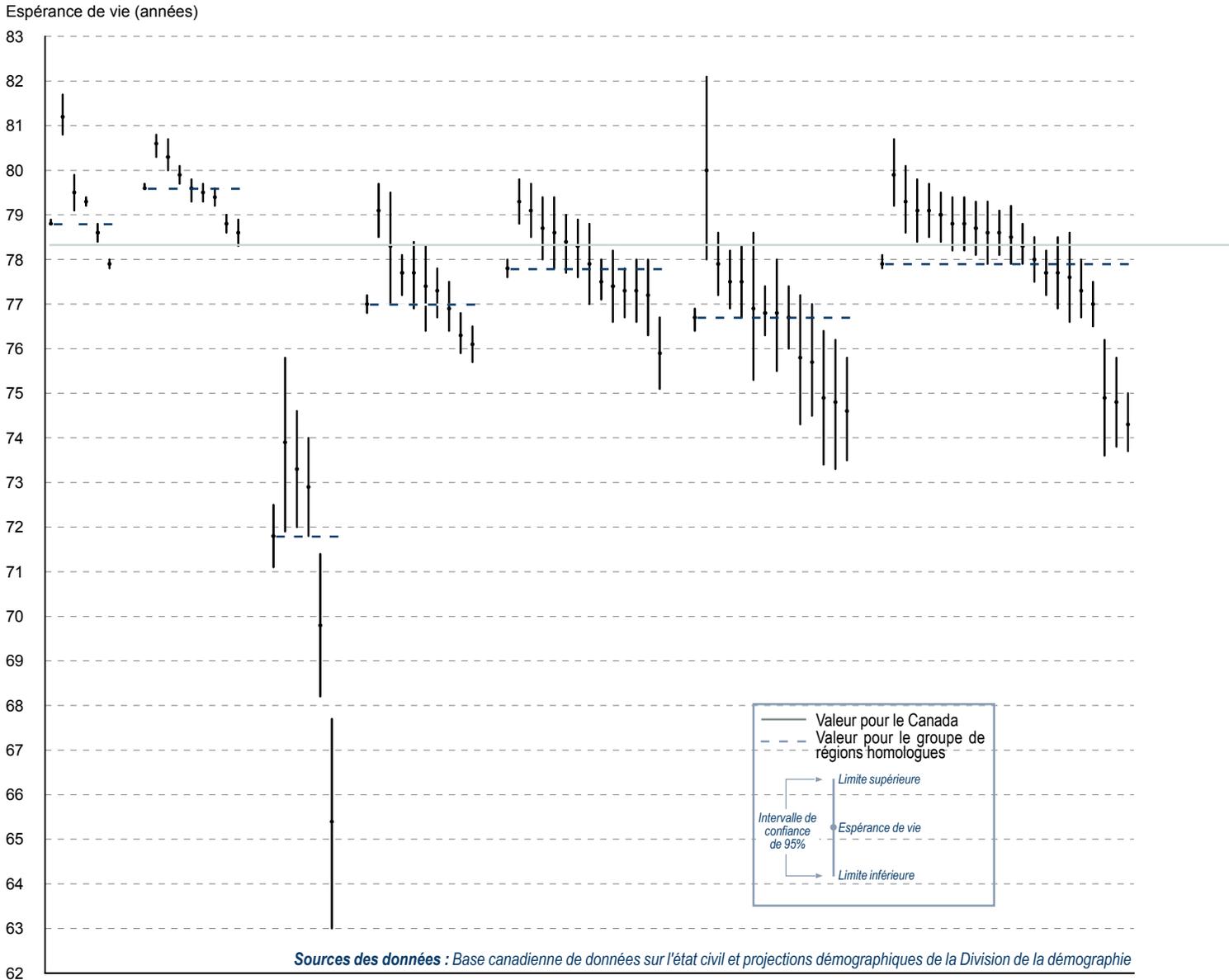
Groupe de régions homologues A

Plus de 90 % de la population des régions socio-sanitaires faisant partie du groupe de régions homologues A est établie dans de grandes villes (Toronto, Montréal et Vancouver). Le groupe de régions homologues A est caractérisé par une forte proportion de membres des minorités visibles et de personnes ayant atteint un niveau élevé de scolarité.

Les personnes qui vivent dans les régions socio-sanitaires du groupe A comptent parmi celles dont la santé est la plus florissante au Canada (tableau 3). L'espérance de vie de ces personnes est supérieure de 6 mois à la moyenne nationale et l'EVSI, supérieure d'une année complète. Ces personnes ont tendance à adopter des comportements plus sains que le Canadien moyen. La proportion de personnes qui fument tous les jours est inférieure de 4 points de pourcentage à la moyenne nationale (18 % contre 22 %). Le groupe de régions homologues A est, parmi les 10 groupes de régions homologues, celui dont les taux d'obésité et de consommation abusive d'alcool sont les plus faibles. Cependant, les résultats ne sont pas aussi bons lorsqu'il s'agit de l'exercice : 27 % des résidents des régions socio-sanitaires du groupe de

Graphique 1

Espérance de vie à la naissance selon le groupe de régions homologues et selon la région socio-sanitaire, 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur l'état civil et projections démographiques de la Division de la démographie

- Groupe de régions homologues A**
Richmond BC
Burnaby BC
Toronto Public Health Unit ON
Vancouver BC
Région de Montréal-Centre QC
- Groupe de régions homologues B**
Health Unit ON
York Public Health Unit ON
North Shore BC
Peel Public Health Unit ON
South Fraser Valley BC
Ottawa Public Health Unit ON
Regional Health Authority AB
Capital Health Authority AB
Simon Fraser BC
- Groupe de régions homologues C**
Région des Terres-Cries-de-la-Baie-James QC
Northern Health Services Branch SK
Burntwood and Churchill MN
Nunavut NU
Région du Nunavik QC
- Groupe de régions homologues D**
Région 6 (Baïouxi) NB
Grenfell/Regional Health Services Board NF
Health and Community Services Central Region NF
Region 7 (Chatham) NB
Region 5 (Campbellton) NB
Health and Community Services Western Region NF
Région de la Gaspésie-Iles-de-la-Madeleine QC
Health and Community Services Eastern Region NF
Zone 5 (Cape Breton) NS
- Groupe de régions homologues E**
Zone 2 (Kentville) NS
Rural Health Region PE
Moose Jaw Service Area SK
Melfort Service Area SK
Prince Albert Service Area SK
Yorkton Service Area SK
Weyburn Service Area SK
Zone 1 (Yarmouth/South Shore) NS
Parkland MN
Muskoka-Parry Sound Public Health Unit ON
North Battleford Service Area SK
South Westman MN
Timiskaming Public Health Unit ON
- Groupe de régions homologues F**
Northwestern Regional Health Authority AB
North West BC
Mistahia Regional Health Authority AB
Peace Liard BC
Région du Nord-du-Québec QC
Northern Interior BC
Territoires du Nord-Ouest NT
Northern Lights Regional Health Authority AB
Cariboo BC
Health Labrador Corporation NF
Territoire du Yukon YT
Keeweenaw Regional Health Authority AB
Norman MN
- Groupe de régions homologues G**
Swift Current Service Area SK
Souris Service Area SK
Weyburn Service Area SK
Palliser Health Authority AB
Central MN
Aspen Regional Health Authority AB
East Kootenay BC
Perth Public Health Unit ON
Rosetown Service Area SK
East Central Health Authority ON
Lac Seul Health Authority ON
David Thompson Regional Health Authority AB
Renfrew Public Health Unit ON
Chinook Regional Health Authority AB
Health Authority #5
North Eastman MN
Interlake MN
- Groupe de régions homologues H**
Lakeland Regional Health Authority AB
Peace Regional Health Authority AB
Crossroads Regional Health Unit ON
Northwestern Public Health Unit ON

Espérance de vie (années)

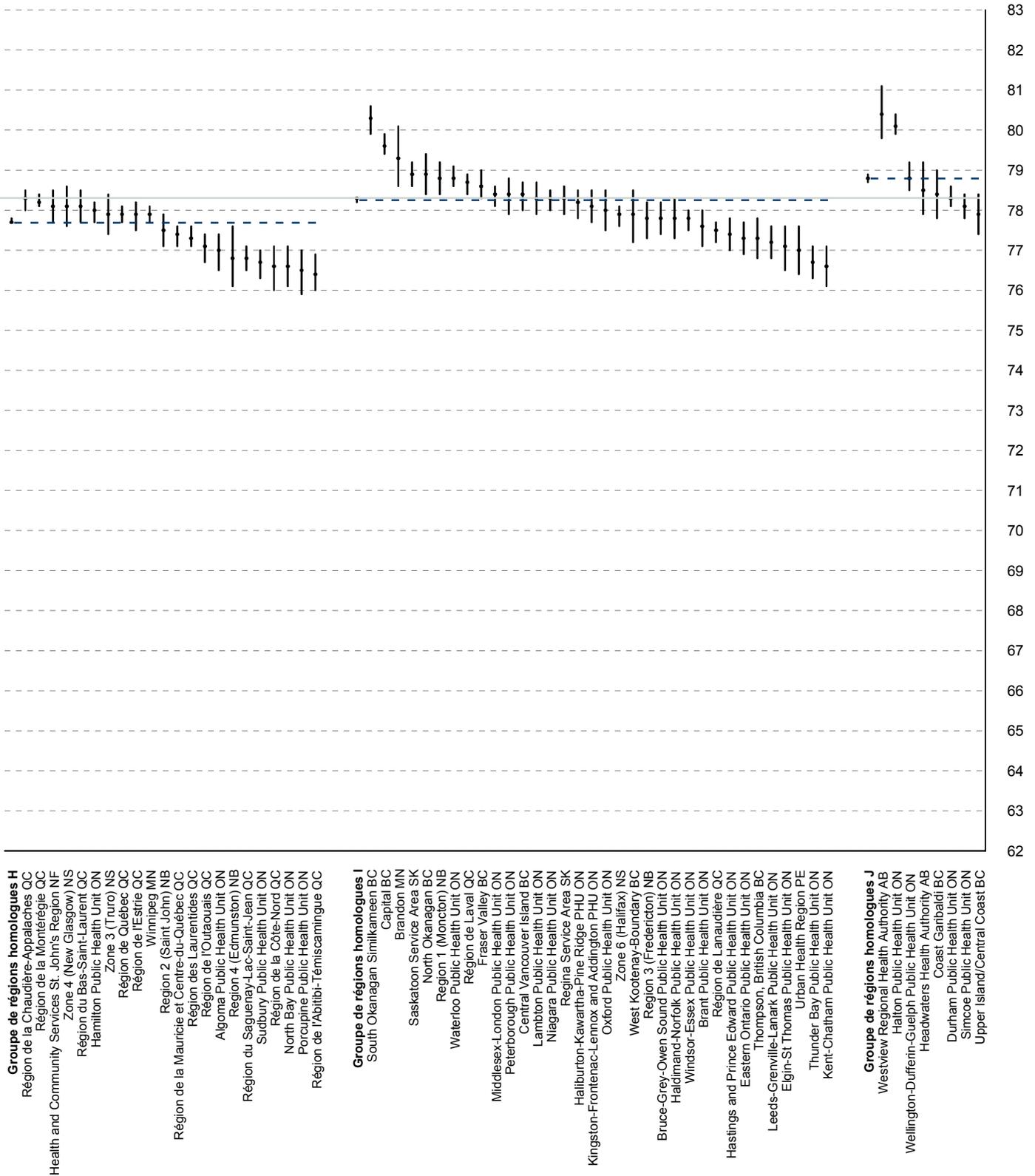


Tableau 2
Comparaison entre le Canada et les groupes de régions homologues, certaines caractéristiques

| Groupe de régions homologues | Population visée par l'ESCC [†] | | Nombre de régions socio-sanitaires | Mesures de l'état de santé | | | | Comportements liés à la santé | | | | Facteurs psychosociaux | |
|------------------------------|--|-------|------------------------------------|-----------------------------------|---------------------------|---|---|---|----------------------------|--|--|-----------------------------------|-------------------------------|
| | milliers | % | | Taille de l'échantillon de l'ESCC | Espérance de vie (années) | Espérance de vie sans incapacité (années) | Santé passable ou mauvaise (12 ans et plus) % | Usage quotidien du tabac (12 ans et plus) % | Obésité (20 ans et plus) % | Exercice peu fréquent (12 ans et plus) % | Consommation abusive d'alcool (18 ans et plus) % | Stress intense (18 ans et plus) % | Dépression (12 ans et plus) % |
| Canada | 25 802 | 100,0 | 131 535 | 139 | 78,3 | 68,6 | 12 | 22 | 15 | 22 | 16 | 26 | 7 |
| B | 4 609 | 17,9 | 13 152 | 8 | 79,6 ✓ | 69,5 ✓ | 11 ✓ | 18 ✓ | 14 ✓ | 19 ✓ | 15 ✓ | 27 | 8 |
| A | 4 564 | 17,7 | 8 229 | 5 | 78,8 ✓ | 69,6 ✓ | 12 | 18 ✓ | 11 ✓ | 27 x | 12 ✓ | 26 | 6 ✓ |
| J | 1 568 | 6,1 | 7 866 | 8 | 78,8 ✓ | 68,8 ✓ | 11 ✓ | 22 | 16 | 17 ✓ | 18 x | 24 | 8 |
| I | 6 001 | 23,3 | 34 622 | 34 | 78,3 | 67,6 x | 12 | 23 x | 17 x | 19 ✓ | 18 x | 26 | 8 x |
| G | 1 355 | 5,3 | 14 385 | 21 | 77,9 x | 67,5 x | 12 | 23 x | 20 x | 20 ✓ | 20 x | 24 ✓ | 8 |
| E | 672 | 2,6 | 10 535 | 13 | 77,8 x | 67,0 x | 14 x | 26 x | 22 x | 22 | 19 x | 22 ✓ | 7 |
| H | 5 843 | 22,6 | 26 371 | 22 | 77,7 x | 68,8 ✓ | 12 | 25 x | 15 | 24 x | 17 | 29 x | 7 |
| D | 624 | 2,4 | 6 123 | 9 | 77,0 x | 66,5 x | 15 x | 26 x | 21 x | 28 x | 20 x | 19 ✓ | 6 ✓ |
| F | 515 | 2,0 | 8 615 | 13 | 76,7 x | 66,7 x | 13 x | 25 x | 19 x | 18 ✓ | 21 x | 22 ✓ | 8 x |
| C | 52 | 0,2 | 1 637 | 6 | 71,8 x | 62,7 x | 15 x | 39 x | 26 x | 27 x | 22 x | 19 ✓ | 5 ✓ |

Sources des données : Les estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité sont fondées sur les données du Recensement de la population de 1996, les données de la Base canadienne de données sur l'état civil et les projections démographiques de la Division de la démographie. Les autres estimations, les chiffres de population et les tailles d'échantillon sont fondés sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 (voir l'annexe).

Nota : Les régions socio-sanitaires sont présentées selon l'ordre décroissant d'espérance de vie. Toutes les estimations fondées sur les données de l'ESCC ont été normalisées selon l'âge.

✓ Indique que l'estimation pour le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

x Indique que l'estimation pour le groupe de régions homologues est significativement moins bonne que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

† Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre à la population totale. Les pourcentages ont été calculés en utilisant des données non arrondies.

régions homologues A font de l'exercice peu fréquemment, alors que la proportion est de 22 % pour l'ensemble du Canada. Les chiffres ayant trait à la santé mentale sont positifs pour ce groupe de régions homologues. La prévalence de la dépression y est significativement inférieure à la prévalence nationale.

Richmond, en Colombie-Britannique, se distingue en tant que région socio-sanitaire exceptionnelle à l'intérieur d'un groupe de régions homologues exceptionnel. Les résidents de Richmond jouissent de l'espérance de vie la plus élevée au Canada, soit 81,2 années (2,4 années de plus que celle observée pour le groupe de régions homologues A dans son ensemble et 2,9 années de plus que celle observée pour l'ensemble du Canada). L'espérance de vie sans incapacité (EVSI) y est aussi la meilleure au pays, soit 72,8 années (3,2 années de plus que le chiffre observé pour l'ensemble du groupe de régions homologues A et 4,2 années de plus que celui observé pour l'ensemble du Canada). Les résidents de Richmond ont un mode de vie très sain. Le taux d'usage du tabac (9 %) et le taux d'obésité (6 %) sont les plus faibles au Canada. Les résidents de Richmond sont aussi moins susceptibles que les autres Canadiens d'être classés dans la catégorie des

personnes qui font de l'exercice peu fréquemment : la proportion de personnes qui font peu d'exercice est de 18 % pour Richmond et de 27 % pour l'ensemble du groupe de régions homologues A.

La région de Montréal-Centre est la région du groupe de régions homologues A pour laquelle l'espérance de vie est la plus faible, soit 77,9 années (0,9 année de moins que la valeur globale pour le groupe A). De surcroît, il s'agit de la seule région socio-sanitaire faisant partie du groupe pour laquelle l'espérance de vie est inférieure à la moyenne nationale. Montréal connaît aussi les taux d'usage quotidien du tabac, d'obésité, de consommation abusive d'alcool et de stress intense les plus élevés observés pour le groupe de régions homologues A. Néanmoins, l'EVSI calculée pour cette région se compare favorablement à celle enregistrée pour le groupe de régions homologues A dans son ensemble (70,3 contre 69,6 années).

Bien que le taux global de personnes qui font de l'exercice peu fréquemment observé pour le groupe de régions homologues A soit moins bon que le taux national, ce résultat n'est pas uniforme pour toutes les régions socio-sanitaires qui constituent le groupe. En fait, pour deux de ces régions (Burnaby et

Tableau 3
Comparaison des régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues A, certaines caractéristiques

| | Population visée par l'ESCC [†] | | Taille de l'échantillon de l'ESCC | | Mesures de l'état de santé | | | Comportements liés à la santé | | | | Facteurs psychosociaux | | |
|-------------------------------|--|-------|-----------------------------------|----|----------------------------|---|---|---|----------------------------|--|--|-----------------------------------|-------------------------------|-----|
| | | | | | Espérance de vie (années) | Espérance de vie sans incapacité (années) | Santé passable ou mauvaise (12 ans et plus) % | Usage quotidien du tabac (12 ans et plus) % | Obésité (20 ans et plus) % | Exercice peu fréquent (12 ans et plus) % | Consommation abusive d'alcool (18 ans et plus) % | Stress intense (18 ans et plus) % | Dépression (12 ans et plus) % | |
| | | | | | | | | | | | | | | H C |
| | | | | | milliers | % | | | | | | | | |
| Canada | 25 802 | | 131 535 | | | 78,3 | 68,6 | 12 | 22 | 15 | 22 | 16 | 26 | 7 |
| GROUPE A | 4 564 | 100,0 | 8 229 | | | 78,8 | 69,6 | 12 | 18 | 11 | 27 | 12 | 26 | 6 |
| BC Richmond | 144 | 3,2 | 828 | √√ | √√ | 81,2 | 72,8 | 13 | 9 | 6 | 18 | 10 | 24 | 5 |
| BC Burnaby | 172 | 3,8 | 871 | √√ | √ | 79,5 | 69,6 | 13 | 13 | 8 | 16 | 8 | 25 | 7 |
| ON Toronto Public Health Unit | 2 177 | 47,7 | 2 524 | √√ | ×√ | 79,3 | 69,0 | 12 | 17 | 11 | 29 | 10 | 24 | 6 |
| BC Vancouver | 501 | 11,0 | 1 285 | | ×√ | 78,6 | 68,9 | 13 | 14 | 9 | 18 | 14 | 21 | 8 |
| QC Région de Montréal-Centre | 1 569 | 34,4 | 2 721 | ×× | √√ | 77,9 | 70,3 | 11 | 21 | 12 | 29 | 15 | 31 | 6 |

Sources des données : Les estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité sont fondées sur les données du Recensement de la population de 1996, les données de la Base canadienne de données sur l'état civil et les projections démographiques de la Division de la démographie. Les autres estimations, les chiffres de population et les tailles d'échantillon sont fondés sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 (voir l'annexe).

Nota : Les régions socio-sanitaires sont présentées selon l'ordre décroissant d'espérance de vie. Toutes les estimations fondées sur les données de l'ESCC ont été normalisées selon l'âge.

Dans la colonne H, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement meilleure que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

Dans la colonne H, × indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement moins bonne que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, × indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

† Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre à la population totale. Les pourcentages ont été calculés en utilisant des données non arrondies.

Vancouver), toutes deux situées en Colombie-Britannique, le taux de personnes qui font de l'exercice peu fréquemment est meilleur (plus faible) que le taux national. Par contre, le taux de 29 % enregistré pour Toronto et la région de Montréal-Centre est nettement moins bon, étant supérieur de 7 points de pourcentage à la moyenne nationale.

Groupe de régions homologues B

Le groupe de régions homologues B comprend les grands centres urbains du Canada. La population moyenne des régions socio-sanitaires que compte ce groupe est supérieure à 500 000 habitants. Comme les régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues A, celles du groupe B ont une forte proportion de membres des minorités visibles et leurs résidents ont tendance à avoir atteint un niveau élevé de scolarité.

Le groupe de régions homologues B présente l'espérance de vie la plus élevée au Canada, soit 79,6 années (tableau 4). Dans sept des huit régions socio-sanitaires qui forment le groupe, l'espérance de vie est significativement supérieure à la moyenne nationale. Les résidents des régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues B peuvent s'attendre à vivre 1,3 année de plus que le Canadien moyen. L'EVSI est également supérieure à la moyenne nationale et la proportion de personnes qui disent leur santé passable ou mauvaise est inférieure à la moyenne nationale. Le groupe de régions homologues B se trouve dans une situation favorable par rapport au Canada dans son ensemble en ce qui concerne divers aspects du mode de vie. Il obtient, ex aequo avec le groupe A, le taux le plus faible d'usage quotidien du tabac. En outre, les taux d'obésité, d'exercice peu fréquent et de consommation abusive d'alcool sont tous inférieurs aux valeurs nationales correspondantes.

Tableau 4
Comparaison des régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues B, certaines caractéristiques

| | Population visée par l'ESCC† | | Taille de l'échantillon de l'ESCC | | Mesures de l'état de santé | | | Comportements liés à la santé | | | | Facteurs psychosociaux | |
|--------------------------------------|------------------------------|--------------|-----------------------------------|-------------|----------------------------|---|---|---|----------------------------|--|--|-----------------------------------|-------------------------------|
| | | | | | Espérance de vie (années) | Espérance de vie sans incapacité (années) | Santé passable ou mauvaise (12 ans et plus) % | Usage quotidien du tabac (12 ans et plus) % | Obésité (20 ans et plus) % | Exercice peu fréquent (12 ans et plus) % | Consommation abusive d'alcool (18 ans et plus) % | Stress intense (18 ans et plus) % | Dépression (12 ans et plus) % |
| | | | | | | | | | | | | | |
| Canada | 25 802 | | 131 535 | 78,3 | 68,6 | 12 | 22 | 15 | 22 | 16 | 26 | 7 | |
| GROUPE B | 4 609 | 100,0 | 13 152 | 79,6 | 69,5 | 11 | 18 | 14 | 19 | 15 | 27 | 8 | |
| ON York Public Health Unit | 635 | 13,8 | 1 732 | 80,6 √√ | 71,1 √√ | 11 | 18 √ | 12 √ | 20 | 13 √ | 29 | 7 | |
| BC North Shore | 161 | 3,5 | 842 | 80,3 √√ | 72,5 √√ | 7 √√ | 10 √√ | 7 √√ | 10 √√ | 18 | 30 | 6 | |
| ON Peel Public Health Unit | 858 | 18,6 | 1 837 | 79,9 √ | 70,1 √√ | 11 | 16 √ | 14 | 26 × × | 13 √ | 28 | 7 | |
| BC South Fraser Valley | 503 | 10,9 | 1 437 | 79,6 √ | 69,7 √ | 13 | 13 √√ | 15 | 15 √√ | 14 | 21 √√ | 9 | |
| ON Ottawa Public Health Unit | 664 | 14,4 | 1 936 | 79,5 √ | 69,2 × √ | 11 | 17 √ | 14 | 17 √ | 16 | 25 | 8 | |
| AB Calgary Regional Health Authority | 810 | 17,6 | 2 092 | 79,4 √ | 69,1 × √ | 10 √ | 20 | 14 | 19 | 16 | 26 | 9 | |
| AB Capital Health Authority | 700 | 15,2 | 2 111 | 78,8 × √ | 68,0 × × | 12 | 23 × | 15 | 17 √ | 18 | 28 | 10 × | |
| BC Simon Fraser | 279 | 6,1 | 1 165 | 78,6 × | 68,6 × | 12 | 16 √ | 13 | 18 √ | 11 √√ | 27 | 6 | |

Sources des données : Les estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité sont fondées sur les données du Recensement de la population de 1996, les données de la Base canadienne de données sur l'état civil et les projections démographiques de la Division de la démographie. Les autres estimations, les chiffres de population et les tailles d'échantillon sont fondés sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 (voir l'annexe).

Nota : Les régions socio-sanitaires sont présentées selon l'ordre décroissant d'espérance de vie. Toutes les estimations fondées sur les données de l'ESCC ont été normalisées selon l'âge.

Dans la colonne H, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement meilleure que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

Dans la colonne H, × indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement moins bonne que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, × indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

† Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre à la population totale. Les pourcentages ont été calculés en utilisant des données non arrondies.

Les indicateurs de l'état de santé sont nettement meilleurs pour deux des régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues B, à savoir York en Ontario et North Shore en Colombie-Britannique, que pour les autres. Pour ces deux régions, l'espérance de vie et l'EVSI sont meilleures que celles observées pour le groupe dans son ensemble. En outre, North Shore compte la proportion la plus faible au Canada de résidents jugeant leur santé passable ou mauvaise (7 %). Dans cette région, l'évaluation supérieure à la moyenne de l'état de santé va de pair avec des comportements favorables à la santé. En effet, les taux d'usage quotidien du tabac, d'obésité et d'exercice peu fréquent sont plus faibles à North Shore que pour l'ensemble du groupe de régions homologues B. Par contre, il n'en n'est pas de même de la région de York. Bien qu'ils soient supérieurs aux taux nationaux correspondants, les taux de comportements ayant un effet sur la santé observés pour York ne sont pas meilleurs que pour le groupe B dans son ensemble.

Groupe de régions homologues C

Le groupe de régions homologues C comprend les régions socio-sanitaires du Grand Nord du Canada. Ce groupe de régions homologues a pour caractéristiques sociodémographiques une forte proportion d'Autochtones, un taux élevé de chômage et un faible niveau de scolarité.

L'espérance de vie et l'espérance de vie sans incapacité (EVSI) enregistrées pour le groupe de régions homologues C sont les plus faibles au Canada (tableau 5). Ces deux mesures sont inférieures à la moyenne nationale pour toutes les régions socio-sanitaires qui constituent le groupe. Dans la région du Nunavik, au Québec, l'espérance de vie est inférieure à la valeur globale observée pour le groupe de régions homologues C et, à 65,4 années, est la plus faible observée au Canada, soit 13 années de moins que la moyenne nationale. L'EVSI calculée pour la région du Nunavik, soit 61 années, est aussi la plus faible observée au Canada.

Le groupe de régions homologues D tire de l'arrière par rapport au Canada en ce qui a trait à la plupart des indicateurs de la santé étudiés (tableau 6). L'espérance de vie y est inférieure à la moyenne nationale, l'EVSI se classe à l'avant dernier rang parmi les 10 groupes de régions socio-sanitaires homologues, et la proportion de résidents qui jugent leur santé passable ou mauvaise est supérieure à la moyenne nationale. Les résidents des régions socio-sanitaires du groupe D ont tendance à adopter des comportements nuisibles à la santé. Les taux d'usage quotidien du tabac, d'obésité, d'exercice peu fréquent et de consommation abusive d'alcool sont tous significativement plus élevés que les taux nationaux correspondants. À 28 %, le taux de personnes faisant peu fréquemment de l'exercice est le plus élevé observé pour les 10 groupes de régions

homologues. À l'instar du groupe de régions homologues C, le groupe de régions homologues D est mieux classé que les autres en ce qui concerne les facteurs psychosociaux. Le groupe obtient le deuxième taux de dépression, en commençant par le plus faible, observé pour les 10 groupes de régions homologues et enregistre, ex aequo avec le groupe de régions homologues C, le taux de stress le plus faible.

La région de Bathurst, au Nouveau-Brunswick (région 6) est la région socio-sanitaire du groupe D pour laquelle l'espérance de vie est la plus grande, étant supérieure de deux années à la moyenne pour le groupe. Cette région socio-sanitaire est la seule du groupe de régions homologues D où l'espérance de vie est supérieure à la moyenne nationale. Toutefois, la prévalence des comportements ayant un effet sur

Tableau 6
Comparaison des régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues D, certaines caractéristiques

| | Population visée par l'ESCC [†] | | Taille de l'échantillon de l'ESCC | | Mesures de l'état de santé | | | Comportements liés à la santé | | | Facteurs psychosociaux | | |
|---|--|--------------|-----------------------------------|-------------|----------------------------|---|---|---|----------------------------|--|--|-----------------------------------|-------------------------------|
| | | | | | Espérance de vie (années) | Espérance de vie sans incapacité (années) | Santé passable ou mauvaise (12 ans et plus) % | Usage quotidien du tabac (12 ans et plus) % | Obésité (20 ans et plus) % | Exercice peu fréquent (12 ans et plus) % | Consommation abusive d'alcool (18 ans et plus) % | Stress intense (18 ans et plus) % | Dépression (12 ans et plus) % |
| | | | | | | | | | | | | | |
| Canada | 25 802 | | 131 535 | 78,3 | 68,6 | 12 | 22 | 15 | 22 | 16 | 26 | 7 | |
| GROUPE D | 624 | 100,0 | 6 123 | 77,0 | 66,5 | 15 | 26 | 21 | 28 | 20 | 19 | 6 | |
| NB Région 6 (Bathurst) | 75 | 12,1 | 681 | 79,1 | 67,1 | 17 | 20 | 17 | 31 | 18 | 23 | 6 | |
| NF Grenfell Regional Health Services Board | 14 | 2,2 | 335 | 78,3 | 70,8 | 14 | 25 | 27 | 33 | 21 | 15 | 5 | |
| NF Health and Community Services Central Region | 90 | 14,5 | 711 | 77,7 | 69,2 | 13 | 25 | 27 | 29 | 21 | 11 | 5 | |
| NB Région 7 (Chatham) | 41 | 6,6 | 481 | 77,7 | 65,9 | 18 | 27 | 25 | 35 | 16 | 19 | 5 | |
| NB Région 5 (Campbellton) | 27 | 4,3 | 478 | 77,4 | 63,4 | 20 | 29 | 22 | 24 | 20 | 25 | 6 | |
| NF Health and Community Services Western Region | 75 | 12,0 | 623 | 77,3 | 67,8 | 13 | 28 | 18 | 31 | 20 | 17 | 5 | |
| QC Région de la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine | 85 | 13,7 | 1 184 | 76,9 | 68,8 | 13 | 31 | 15 | 23 | 15 | 21 | 6 | |
| NF Health and Community Services Eastern Region | 104 | 16,6 | 810 | 76,3 | 67,0 | 13 | 25 | 23 | 28 | 23 | 14 | 4 | |
| NS Zone 5 (Cap-Breton) | 112 | 18,0 | 820 | 76,1 | 61,8 | 15 | 26 | 23 | 27 | 25 | 25 | 10 | |

Sources des données : Les estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité sont fondées sur les données du Recensement de la population de 1996, les données de la Base canadienne de données sur l'état civil et les projections démographiques de la Division de la démographie. Les autres estimations, les chiffres de population et les tailles d'échantillon sont fondés sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 (voir l'annexe).

Nota : Les régions socio-sanitaires sont présentées selon l'ordre décroissant d'espérance de vie. Toutes les estimations fondées sur les données de l'ESCC ont été normalisées selon l'âge.

Dans la colonne H, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement meilleure que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

Dans la colonne H, × indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement moins bonne que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, × indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

† Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre à la population totale. Les pourcentages ont été calculés en utilisant des données non arrondies.

la santé observée pour Bathurst ne diffère pas de façon significative de celles obtenues pour le groupe de régions homologues D dans son ensemble.

Au sein du groupe D, la région de la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine, au Québec, se distingue des autres pour ce qui est des comportements ayant un effet sur la santé. Les résidents de cette région socio-sanitaire sont moins susceptibles d'être obèses, moins susceptibles de faire peu fréquemment de l'exercice et moins susceptibles de s'adonner à une consommation abusive d'alcool que ceux du groupe de régions homologues D dans son ensemble. L'EVSI des résidents de la Gaspésie est supérieure à celle observée pour le groupe D dans son ensemble, mais leur espérance de vie est à peu près la même.

La région socio-sanitaire du groupe de régions homologues D pour laquelle l'espérance de vie est la plus faible est celle du cap Breton en Nouvelle-Écosse (zone 5). L'espérance de vie au cap Breton est inférieure de 0,9 année à celle observée pour le groupe de régions homologues D dans son ensemble et de 2,2 années à la moyenne nationale. En outre, l'EVSI est très faible dans cette région, s'établissant à 61,8 années, soit 4,7 années de moins que pour le groupe de régions homologues D dans son ensemble et 6,8 années de moins que la moyenne nationale. Si l'on compare l'EVSI à l'espérance de vie, on constate que les résidents du cap Breton peuvent s'attendre à vivre 14,3 années en ayant une incapacité, période la plus longue observée pour toutes les régions socio-sanitaires du Canada. Pourtant, la situation quant aux aspects du mode de vie qui ont un effet sur la santé ne semble pas particulièrement mauvaise au Cap-Breton. La prévalence des comportements qui influent sur la santé n'y diffère pas significativement de celle observée pour le groupe de régions homologues D dans son ensemble. Par contre, les résultats ne sont pas très bons en ce qui a trait aux facteurs psychosociaux. Des neuf régions socio-sanitaires qui forment le groupe D, le Cap-Breton est celle qui présente les taux de stress et de dépression les plus élevés.

Groupe de régions homologues E

Le groupe de régions homologues E est formé en grande partie de régions socio-sanitaires rurales situées principalement dans les provinces des Prairies. Ce groupe de régions homologues est celui qui compte la proportion la plus forte de personnes de 65 ans et plus. Le revenu moyen y est faible.

L'espérance de vie des résidents des régions qui forment le groupe E est inférieure de six mois à la moyenne nationale (tableau 7). L'EVSI est également

inférieure à la moyenne nationale et une proportion supérieure à la moyenne de résidents disent leur santé passable ou mauvaise. Ces mesures inférieures à la moyenne de l'état de santé sont conjuguées à certains aspects du mode de vie nuisibles à la santé. Le taux d'obésité enregistré pour le groupe E (22 %) est le deuxième pire taux parmi ceux observés pour les 10 groupes de régions homologues; la prévalence de l'obésité est significativement supérieure à la moyenne nationale pour 9 des 13 régions socio-sanitaires du groupe. Celles de l'usage du tabac et de la consommation abusive d'alcool sont également supérieures à la moyenne nationale. Inversement, la proportion de personnes faisant état d'un niveau élevé de stress est inférieure à la moyenne nationale.

La région de Kentville en Nouvelle-Écosse (zone 2) est, de toutes les régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues, celle où l'espérance de vie est la plus élevée (79,3 années). Parallèlement, l'EVSI (66,0 années) y est inférieure à la moyenne observée pour l'ensemble du groupe E. Regroupées, ces mesures signifient que les résidents de Kentville peuvent s'attendre à vivre 13,3 années en souffrant d'une incapacité, de sorte que cette région socio-sanitaire se classe, au niveau national, à la troisième place par ordre décroissant de nombre prévu d'années de vie en souffrant d'une incapacité.

La région socio-sanitaire rurale de l'Île-du-Prince-Édouard vient en deuxième place parmi les régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues E en ce qui a trait à l'espérance de vie. L'EVSI y est aussi plus élevée que pour le groupe E dans son ensemble. Pour ce qui est des comportements ayant une incidence sur la santé, les taux observés pour la région socio-sanitaire rurale de l'Île-du-Prince-Édouard sont à peu près équivalents aux taux enregistrés pour le groupe E dans son ensemble. Par contre, le taux de prévalence du stress, soit 18 %, est significativement plus faible que celui observé pour le groupe E dans son ensemble (22 %).

Timiskaming, en Ontario, est la région socio-sanitaire du groupe de régions homologues E où l'espérance de vie ainsi que l'EVSI sont les plus faibles. Dans cette région, l'espérance de vie est inférieure de 1,9 année à celle observée pour le groupe de régions homologues E dans son ensemble et l'EVSI, inférieure de 3,7 années. Le taux d'usage quotidien du tabac observé pour Timiskaming, soit 33 %, est le taux le plus élevé pour les régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues E et le cinquième, en commençant par le plus élevé, au niveau national. Par contre, les résultats sont positifs pour Timiskaming en ce qui a trait à l'exercice : le taux de personnes faisant de l'exercice peu fréquemment

Tableau 8
Comparaison des régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues F, certaines caractéristiques

| | Population visée par l'ESCC [†] milliers % Taille de l'échantillon de l'ESCC | | | Mesures de l'état de santé | | | Comportements liés à la santé | | | | Facteurs psychosociaux | |
|--|--|-------|---------|----------------------------|---|---|---|----------------------------|--|--|-----------------------------------|-------------------------------|
| | | | | Espérance de vie (années) | Espérance de vie sans incapacité (années) | Santé passable ou mauvaise (12 ans et plus) % | Usage quotidien du tabac (12 ans et plus) % | Obésité (20 ans et plus) % | Exercice peu fréquent (12 ans et plus) % | Consommation abusive d'alcool (18 ans et plus) % | Stress intense (18 ans et plus) % | Dépression (12 ans et plus) % |
| | | | | | | | | | | | | |
| | | | | H C | H C | H C | H C | H C | H C | H C | H C | |
| Canada | 25 802 | | 131 535 | 78,3 | 68,6 | 12 | 22 | 15 | 22 | 16 | 26 | 7 |
| GROUPE F | 515 | 100,0 | 8 615 | 76,7 | 66,7 | 13 | 25 | 19 | 18 | 21 | 22 | 8 |
| AB Northwestern Regional Health Authority | 10 | 2,0 | 341 | 80,0 | 67,7 | 18 | 21 | 34 | 25 | 14 | 23 | 7 |
| BC North West | 62 | 12,1 | 650 | 77,9 | 67,1 | 11 | 22 | 20 | 13 | 19 | 16 | 7 |
| AB Mistahia Regional Health Authority | 73 | 14,2 | 799 | 77,5 | 66,6 | 12 | 26 | 18 | 20 | 18 | 29 | 10 |
| BC Peace Liard | 51 | 9,9 | 611 | 77,5 | 67,4 | 12 | 22 | 18 | 17 | 23 | 22 | 7 |
| QC Région du Nord-du-Québec | 14 | 2,8 | 655 | 76,9 | 68,7 | 11 | 28 | 17 | 19 | 18 | 21 | 4 |
| BC Northern Interior | 104 | 20,3 | 859 | 76,8 | 66,8 | 14 | 25 | 15 | 16 | 20 | 22 | 10 |
| NT Territoires du Nord-Ouest | 32 | 6,3 | 1 001 | 76,8 | 67,0 | 17 | 35 | 27 | 32 | 29 | 24 | 9 |
| BC Cariboo | 60 | 11,6 | 673 | 76,7 | 66,5 | 15 | 21 | 16 | 13 | 21 | 24 | 11 |
| AB Northern Lights Regional Health Authority | 33 | 6,4 | 605 | 75,8 | 66,3 | 13 | 28 | 19 | 23 | 23 | 23 | 6 |
| YT Territoire du Yukon | 25 | 4,8 | 809 | 75,7 | 66,9 | 11 | 26 | 17 | 16 | 23 | 19 | 9 |
| NF Health Labrador Corporation | 20 | 3,9 | 499 | 74,9 | 66,3 | 13 | 32 | 24 | 23 | 26 | 13 | 5 |
| AB Keeweenok Lakes Regional Health Authority | 16 | 3,0 | 556 | 74,8 | 64,4 | 19 | 32 | 22 | 24 | 18 | 24 | 8 |
| MN Norman | 15 | 2,9 | 557 | 74,6 | 65,1 | 16 | 21 | 27 | 12 | 30 | 15 | 8 |

Sources des données : Les estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité sont fondées sur les données du Recensement de la population de 1996, les données de la Base canadienne de données sur l'état civil et les projections démographiques de la Division de la démographie. Les autres estimations, les chiffres de population et les tailles d'échantillon sont fondés sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 (voir l'annexe).

Nota : Les régions socio-sanitaires sont présentées selon l'ordre décroissant d'espérance de vie. Toutes les estimations fondées sur les données de l'ESCC ont été normalisées selon l'âge.

Dans la colonne H, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement meilleure que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

Dans la colonne H, × indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement moins bonne que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, × indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

† Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre à la population totale. Les pourcentages ont été calculés en utilisant des données non arrondies.

auxquelles on associe respectivement les meilleures et les pires résultats. Les résidents de Northwestern peuvent s'attendre à vivre 3,3 années de plus que la moyenne calculée pour le groupe F dans son ensemble et 5,4 années de plus que les résidents de Norman. La consommation abusive d'alcool est inversement corrélée à l'espérance de vie : la Northwestern Regional Health Authority a le taux le plus faible de consommation abusive d'alcool observé pour le groupe F (14 %), tandis que Norman a le taux le plus élevé (30 %) (il s'agit aussi du taux le plus élevé de consommation abusive d'alcool pour l'ensemble du Canada). Dans chacune de ces régions,

la prévalence de l'obésité est supérieure à la moyenne observée pour le groupe de régions homologues F. Le résultat n'est pas surprenant pour Norman, étant donné la faible espérance de vie dans cette région. Par contre, le taux très élevé d'obésité enregistré pour la Northwestern Regional Health Authority (le taux le plus élevé au Canada) est surprenant, étant donné l'espérance de vie élevée dans cette région socio-sanitaire.

La région du Nord-du-Québec est la région du groupe F pour laquelle l'EVSI est la plus élevée, ses résidents pouvant s'attendre à vivre sans incapacité deux années de plus que la moyenne pour le groupe

de régions homologues F dans son ensemble. L'autre mesure qui vaut la peine d'être mentionnée pour cette région est le taux de dépression (4 %), qui est significativement plus faible que celui observé pour le groupe F dans son ensemble et le deuxième, en commençant par le plus faible, enregistré au Canada.

Parmi les régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues F, c'est dans les Territoires du Nord-Ouest que l'on observe les pires taux quant aux comportements nuisibles à la santé. Cette région du groupe est celle pour laquelle les taux d'usage quotidien du tabac et d'exercice peu fréquent sont les plus élevés; en outre, les taux d'obésité et de consommation abusive d'alcool sont tous deux supérieurs au taux global pour le groupe. Cependant, il n'en n'est pas de même des trois indicateurs de la santé. En ce qui concerne l'espérance de vie, l'EVSI et la proportion de personnes jugeant leur santé passable ou mauvaise, les résultats pour les Territoires du Nord-Ouest sont comparables à ceux observés pour l'ensemble du groupe de régions homologues F. Cette situation pourrait tenir en partie à la situation économique des Territoires du Nord-Ouest comparativement aux autres régions du groupe F. Le revenu moyen des résidents y est plus élevé que le revenu moyen calculé pour l'ensemble du groupe de régions homologues F (données non présentées). À noter toutefois que les résultats des Territoires du Nord-Ouest sont inférieurs aux résultats nationaux pour les trois indicateurs de la santé.

Groupe de régions homologues G

Comme le groupe de régions homologues E, le groupe de régions homologues G est formé principalement de régions socio-sanitaires rurales situées dans les provinces des Prairies. Il est caractérisé par un faible taux de chômage et une faible proportion de personnes dont le revenu est inférieur au seuil de faible revenu (voir les définitions au tableau A en annexe).

L'espérance de vie et l'EVSI observées pour le groupe de régions homologues G sont l'une et l'autre légèrement inférieures à la moyenne nationale, mais à l'intérieur du groupe, les chiffres varient considérablement (tableau 9). Pour 3 des 21 régions socio-sanitaires qui forment le groupe, l'espérance de vie est significativement plus grande que la moyenne nationale, tandis que pour 6 de ces régions, elle est significativement inférieure à cette moyenne. Pour 3 des 21 régions socio-sanitaires, l'EVSI est significativement supérieure à celle observée pour le Canada dans son ensemble, et pour 9 de ces régions, elle est significativement inférieure. La proportion de résidents qui fument la cigarette tous les jours est

légèrement supérieure au taux national. Les taux d'obésité et de consommation abusive d'alcool sont, quant à eux, un peu plus élevés que la moyenne. Pour 9 des régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues G, le taux d'obésité est significativement plus élevé que le taux national, tandis que pour 7 régions, le taux de consommation abusive d'alcool est supérieur à la moyenne nationale. Le taux de personnes qui font peu fréquemment de l'exercice est un peu meilleur pour le groupe de régions homologues G que pour le Canada dans son ensemble.

La Swift Current Service Area, en Saskatchewan, est la région socio-sanitaire du groupe où l'espérance de vie est la plus élevée, surpassant de deux années la valeur globale calculée pour le groupe. Swift Current est aussi la région du groupe où l'EVSI est la plus grande et la seule région du groupe pour laquelle la proportion de personnes jugeant leur santé passable ou mauvaise est significativement inférieure à la moyenne nationale.

Trois régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues G ont un taux de dépression particulièrement faible : 4 % pour South Eastman, au Manitoba, 3 % pour la Weyburn Service Area, en Saskatchewan et 5 % pour la Central Region, au Manitoba. Ces taux sont tous significativement plus faibles que celui de 8 % associé au groupe de régions homologues G dans son ensemble. La comparaison de ces trois régions socio-sanitaires au reste du groupe de régions homologues G est positive pour plusieurs autres mesures. L'espérance de vie et l'EVSI des résidents de chacune de ces trois régions sont supérieures à la moyenne pour le groupe. South Eastman et Central présentent les taux de consommation abusive d'alcool les plus faibles pour le groupe G (11 % et 12 %, respectivement). Ces régions socio-sanitaires sont les deux seules du groupe de régions homologues G pour lesquelles le taux de consommation abusive d'alcool est inférieur à la moyenne nationale (16 %) et considérablement plus faible que le taux global observé pour le groupe de régions homologues G (20 %). En outre, les taux d'usage quotidien du tabac observés pour ces deux régions socio-sanitaires (18 % et 17 %, respectivement) sont également nettement plus faibles que les 23 % observés pour le groupe de régions homologues G dans son ensemble.

Groupe de régions homologues H

La moitié des 22 régions socio-sanitaires qui constituent le groupe de régions homologues H sont situées au Québec et la plupart des autres, dans les provinces limitrophes. Le groupe de régions homologues H est caractérisé par une faible

Tableau 9
Comparaison des régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues G, certaines caractéristiques

| | Population visée par l'ESCC [†] | | Taille de l'échantillon de l'ESCC | | Mesures de l'état de santé | | | Comportements liés à la santé | | | | Facteurs psychosociaux | |
|---|--|--------------|-----------------------------------|--|----------------------------|---|---|---|----------------------------|--|--|-----------------------------------|-------------------------------|
| | | | | | Espérance de vie (années) | Espérance de vie sans incapacité (années) | Santé passable ou mauvaise (12 ans et plus) % | Usage quotidien du tabac (12 ans et plus) % | Obésité (20 ans et plus) % | Exercice peu fréquent (12 ans et plus) % | Consommation abusive d'alcool (18 ans et plus) % | Stress intense (18 ans et plus) % | Dépression (12 ans et plus) % |
| | | | | | | | | | | | | | |
| | | | | | milliers | % | milliers | % | H C | H C | H C | H C | H C |
| Canada | 25 802 | | 131 535 | | 78,3 | 68,6 | 12 | 22 | 15 | 22 | 16 | 26 | 7 |
| GROUPE G | 1 355 | 100,0 | 14 385 | | 77,9 | 67,5 | 12 | 23 | 20 | 20 | 20 | 24 | 8 |
| SK Swift Current Service Area | 38 | 2,8 | 492 | | 79,9 √√ | 70,8 √√ | 8 √ | 22 | 20 | 19 | 22 | 24 | 6 |
| MN South Eastman | 43 | 3,2 | 749 | | 79,3 √√ | 69,3 √ | 12 | 18 √ | 19 | 29 x x | 11 √√ | 20 √ | 4 √√ |
| SK Weyburn Service Area | 46 | 3,4 | 605 | | 79,1 √ | 69,4 √√ | 12 | 23 | 20 | 25 | 20 | 23 | 3 √√ |
| AB Palliser Health Authority | 78 | 5,7 | 726 | | 79,1 √√ | 68,7 √ | 10 | 24 | 17 | 19 | 18 | 23 | 7 |
| MN Central | 76 | 5,6 | 827 | | 79,0 √ | 68,9 √ | 10 | 17 √√ | 19 | 28 x x | 12 √√ | 25 | 5 √√ |
| AB Aspen Regional Health Authority | 74 | 5,5 | 761 | | 78,8 √ | 67,7 x | 14 | 26 | 20 x | 22 | 24 x | 22 | 7 |
| BC East Kootenay | 69 | 5,1 | 645 | | 78,8 √ | 68,3 | 12 | 23 | 19 | 13 √√ | 23 x | 23 | 9 |
| ON Perth Public Health Unit | 63 | 4,6 | 722 | | 78,7 | 68,6 √ | 11 | 20 | 14 √ | 23 | 19 | 18 √√ | 6 |
| SK Rosetown Service Area | 39 | 2,9 | 506 | | 78,6 | 70,4 √√ | 11 | 23 | 21 | 25 | 22 | 26 | 9 |
| AB East Central Health Authority | 86 | 6,3 | 802 | | 78,6 | 68,2 | 11 | 29 x x | 22 x | 24 | 23 x | 26 | 10 |
| ON Huron Public Health Unit | 51 | 3,8 | 520 | | 78,5 | 68,2 | 12 | 17 √ | 18 | 13 √√ | 21 | 26 | 6 |
| AB David Thompson Regional Health Authority | 163 | 12,0 | 973 | | 78,3 | 67,2 x | 12 | 24 | 20 x | 18 √ | 22 x | 25 | 11 x |
| ON Renfrew Public Health Unit | 83 | 6,1 | 722 | | 78,0 | 65,5 x x | 17 x x | 25 | 21 x | 14 √√ | 15 | 26 | 6 |
| AB Chinook Regional Health Authority | 121 | 8,9 | 890 | | 77,7 x | 67,4 x | 13 | 22 | 20 x | 21 | 16 | 27 | 10 |
| AB Health Authority #5 | 43 | 3,2 | 623 | | 77,7 | 68,1 | 10 | 24 | 17 | 22 | 17 | 22 | 5 |
| MN North Eastman | 30 | 2,2 | 522 | | 77,6 | 68,3 | 12 | 19 | 22 x | 20 | 20 | 24 | 6 |
| MN Interlake | 61 | 4,5 | 762 | | 77,3 x | 67,4 x | 12 | 24 | 26 x x | 20 | 26 x x | 29 | 6 |
| AB Lakeland Regional Health Authority | 85 | 6,2 | 814 | | 77,0 x x | 66,0 x x | 12 | 26 x | 20 x | 18 | 18 | 23 | 9 |
| AB Peace Regional Health Authority | 18 | 1,3 | 433 | | 74,9 x x | 63,8 x x | 15 | 26 | 18 | 19 | 23 x | 24 | 8 |
| AB Crossroads Regional Health Authority | 34 | 2,5 | 581 | | 74,8 x x | 64,3 x x | 14 | 25 | 20 | 18 | 21 | 25 | 8 |
| ON Northwestern Public Health Unit | 56 | 4,1 | 710 | | 74,3 x x | 63,9 x x | 13 | 23 | 21 x | 17 √ | 22 x | 23 | 8 |

Sources des données : Les estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité sont fondées sur les données du Recensement de la population de 1996, les données de la Base canadienne de données sur l'état civil et les projections démographiques de la Division de la démographie. Les autres estimations, les chiffres de population et les tailles d'échantillon sont fondés sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 (voir l'annexe).

Nota : Les régions socio-sanitaires sont présentées selon l'ordre décroissant d'espérance de vie. Toutes les estimations fondées sur les données de l'ESCC ont été normalisées selon l'âge.

Dans la colonne H, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement meilleure que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

Dans la colonne H, x indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement moins bonne que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, x indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

† Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre à la population totale. Les pourcentages ont été calculés en utilisant des données non arrondies.

croissance de la population et un taux de chômage élevé à moyen.

L'espérance de vie est inférieure de 0,6 année à la moyenne nationale pour le groupe de régions homologues H dans son ensemble et significativement inférieure à cette moyenne pour 16 des 22 régions socio-sanitaires qui constituent le groupe (tableau 10). Cependant, l'EVSI est légèrement supérieure à la moyenne nationale, peut-être en partie à cause du grand nombre de régions socio-sanitaires du groupe

qui sont situées au Québec. Huit des régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues H, toutes situées au Québec, sont caractérisées par une EVSI significativement supérieure à la moyenne nationale. En général, les valeurs de l'EVSI observées au Québec sont les plus élevées du pays et 11 des 18 régions socio-sanitaires du Québec se classent dans le quartile supérieur de régions socio-sanitaires du Canada en ce qui a trait à l'EVSI¹⁰. Ce résultat pourrait être dû en partie au fait que la prévalence de l'arthrite,

Tableau 10
Comparaison des régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues H, certaines caractéristiques

| | Population visée par l'ESCC [†] | | Taille de l'échantillon de l'ESCC | | Mesures de l'état de santé | | | Comportements liés à la santé | | | | Facteurs psychosociaux | | | | | | | |
|--|--|--------------|-----------------------------------|-------------|----------------------------|---|---|---|----------------------------|--|--|-----------------------------------|-------------------------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| | | | | | Espérance de vie (années) | Espérance de vie sans incapacité (années) | Santé passable ou mauvaise (12 ans et plus) % | Usage quotidien du tabac (12 ans et plus) % | Obésité (20 ans et plus) % | Exercice peu fréquent (12 ans et plus) % | Consommation abusive d'alcool (18 ans et plus) % | Stress intense (18 ans et plus) % | Dépression (12 ans et plus) % | | | | | | |
| | | | | | | | | | | | | | | H C | H C | H C | H C | H C | H C |
| | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Canada | 25 802 | | 131 535 | 78,3 | 68,6 | 12 | 22 | 15 | 22 | 16 | 26 | 7 | | | | | | | |
| GROUPE H | 5 843 | 100,0 | 26 371 | 77,7 | 68,8 | 12 | 25 | 15 | 24 | 17 | 29 | 7 | | | | | | | |
| QC Région de la Chaudière-Appalaches | 331 | 5,7 | 1 427 | 78,3 | 70,2 | 10 | 21 | 13 | 31 | 15 | 32 | 5 | | | | | | | |
| QC Région de la Montérégie | 1114 | 19,1 | 2 461 | 78,2 | 71,1 | 11 | 25 | 13 | 24 | 16 | 31 | 6 | | | | | | | |
| NF Health and Community Services St. John's Region | 158 | 2,7 | 892 | 78,1 | 68,2 | 12 | 24 | 17 | 27 | 24 | 18 | 5 | | | | | | | |
| NS Zone 4 (New Glasgow) | 83 | 1,4 | 691 | 78,1 | 66,1 | 15 | 20 | 22 | 21 | 24 | 22 | 6 | | | | | | | |
| QC Région du Bas-Saint-Laurent | 175 | 3,0 | 1 127 | 78,1 | 69,4 | 12 | 25 | 12 | 30 | 11 | 30 | 5 | | | | | | | |
| ON Hamilton Public Health Unit | 424 | 7,2 | 1 326 | 78,0 | 66,6 | 15 | 23 | 19 | 18 | 16 | 30 | 9 | | | | | | | |
| NS Zone 3 (Truro) | 89 | 1,5 | 801 | 77,9 | 65,6 | 16 | 25 | 21 | 19 | 18 | 23 | 12 | | | | | | | |
| QC Région de Québec | 556 | 9,5 | 1 653 | 77,9 | 70,8 | 9 | 23 | 10 | 23 | 17 | 36 | 6 | | | | | | | |
| QC Région de l'Estrie | 244 | 4,2 | 1 180 | 77,9 | 68,9 | 11 | 26 | 12 | 27 | 16 | 28 | 6 | | | | | | | |
| MN Winnipeg | 536 | 9,2 | 2 070 | 77,9 | 68,0 | 12 | 21 | 16 | 25 | 18 | 27 | 8 | | | | | | | |
| NB Région 2 (Saint John) | 149 | 2,6 | 915 | 77,5 | 66,3 | 13 | 20 | 19 | 22 | 17 | 26 | 9 | | | | | | | |
| QC Région de la Mauricie et Centre-du-Québec | 408 | 7,0 | 1 622 | 77,4 | 69,4 | 11 | 28 | 14 | 24 | 17 | 25 | 7 | | | | | | | |
| QC Région des Laurentides | 395 | 6,8 | 1 440 | 77,3 | 70,0 | 9 | 27 | 12 | 22 | 15 | 32 | 7 | | | | | | | |
| QC Région de l'Outaouais | 268 | 4,6 | 1 185 | 77,1 | 68,3 | 16 | 34 | 15 | 24 | 15 | 26 | 7 | | | | | | | |
| ON Algoma Public Health Unit | 105 | 1,8 | 812 | 77,0 | 64,9 | 17 | 27 | 21 | 20 | 22 | 26 | 9 | | | | | | | |
| NB Région 4 (Edmunston) | 46 | 0,8 | 583 | 76,8 | 64,7 | 20 | 24 | 19 | 28 | 16 | 31 | 8 | | | | | | | |
| QC Région du Saguenay-Lac-Saint-Jean | 242 | 4,1 | 1 122 | 76,8 | 69,3 | 9 | 28 | 12 | 28 | 20 | 25 | 6 | | | | | | | |
| ON Sudbury Public Health Unit | 166 | 2,8 | 979 | 76,7 | 64,2 | 17 | 28 | 18 | 21 | 23 | 23 | 8 | | | | | | | |
| QC Région de la Côte-Nord | 78 | 1,3 | 1 098 | 76,6 | 69,7 | 13 | 31 | 19 | 23 | 21 | 19 | 6 | | | | | | | |
| ON North Bay Public Health Unit | 78 | 1,3 | 979 | 76,6 | 63,6 | 15 | 24 | 19 | 19 | 20 | 24 | 9 | | | | | | | |
| ON Porcupine Public Health Unit | 75 | 1,3 | 755 | 76,5 | 64,1 | 18 | 25 | 24 | 20 | 22 | 25 | 6 | | | | | | | |
| QC Région de l'Abitibi-Témiscamingue | 124 | 2,1 | 1 253 | 76,4 | 67,7 | 13 | 28 | 13 | 19 | 21 | 28 | 5 | | | | | | | |

Sources des données : Les estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité sont fondées sur les données du Recensement de la population de 1996, les données de la Base canadienne de données sur l'état civil et les projections démographiques de la Division de la démographie. Les autres estimations, les chiffres de population et les tailles d'échantillon sont fondés sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 (voir l'annexe).

Nota : Les régions socio-sanitaires sont présentées selon l'ordre décroissant d'espérance de vie. Toutes les estimations fondées sur les données de l'ESCC ont été normalisées selon l'âge.

Dans la colonne H, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement meilleure que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

Dans la colonne H, × indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement moins bonne que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, × indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

† Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre à la population totale. Les pourcentages ont été calculés en utilisant des données non arrondies.

qui est une cause principale de limitation des activités et d'incapacité, est assez faible dans cette province. D'après les données de l'ESCC, des 10 provinces, le Québec est celle pour laquelle le taux de prévalence de l'arthrite est le plus faible (11 %), étant inférieur de 4 points de pourcentage à la moyenne nationale (15 %).

Le taux global d'usage du tabac pour le groupe de régions homologues H est supérieur au taux national (25 % contre 22 %) et le taux d'usage du tabac pour 10 des 22 régions socio-sanitaires du groupe est significativement supérieur à cette moyenne. Aucune région socio-sanitaire du groupe H ne présente un taux d'usage du tabac significativement inférieur au

taux national. La proportion de résidents des régions socio-sanitaires du groupe H déclarant être exposés à un stress intense est la plus forte observée pour les 10 groupes de régions homologues.

En ce qui concerne l'espérance de vie, les deux valeurs extrêmes pour le groupe H s'observent au Québec. Les résidents de la région de la Chaudière-Appalaches jouissent de l'espérance de vie la plus grande, soit de 78,3 années, valeur égale à la moyenne nationale. Ceux de la région de l'Abitibi-Témiscamingue ont, quant à eux, la plus faible espérance de vie, inférieure de 1,9 année à celle des résidents de la Région de la Chaudière-Appalaches. Curieusement, cette dernière région est celle où le taux de personnes faisant peu fréquemment de l'exercice est le plus élevé pour le groupe de régions homologues H (31 %), tandis que l'Abitibi-Témiscamingue est celle où le taux est le plus faible (19 %). Bien que les taux d'usage du tabac et de consommation abusive d'alcool enregistrés pour l'Abitibi-Témiscamingue ne diffèrent pas de façon significative de ceux observés pour le groupe H dans son ensemble, ils sont significativement plus élevés que les taux nationaux.

La région socio-sanitaire de Truro, en Nouvelle-Écosse (zone 3), est la seule région socio-sanitaire du groupe de régions homologues H pour laquelle la prévalence de la dépression est supérieure à la moyenne nationale. Le taux est le deuxième, en commençant par le plus élevé, observé au Canada (12 %). Le taux d'obésité propre à Truro surpasse de 6 points de pourcentage le taux global du groupe de régions homologues H (21 % contre 15 %) et l'EVSI dans cette région est inférieure de 3,2 années à celle observée dans l'ensemble du groupe. Cependant, les résultats sont à l'avantage des résidents de Truro en ce qui a trait au stress. En effet, dans cette région, la prévalence du stress est inférieure de 6 points de pourcentage au taux enregistré pour le groupe de régions homologues H (23 % contre 29 %).

Groupe de régions homologues I

Le groupe de régions homologues I est formé, en majeure partie, de petits centres urbains et des régions avoisinantes. Un peu plus de la moitié des régions socio-sanitaires de ce groupe sont situées en Ontario. Une forte proportion de résidents font la navette entre leur domicile et un centre urbain avoisinant pour se rendre au travail. Parmi les 10 groupes de régions socio-sanitaires homologues, le groupe I occupe la troisième place en ce qui a trait à la proportion de résidents de 65 ans et plus.

L'espérance de vie pour le groupe I est de 78,3 années, chiffre qui coïncide exactement avec la moyenne nationale (tableau 11). L'EVSI y est inférieure d'un an à la moyenne nationale, et 26 des 34 régions socio-sanitaires du groupe ont une EVSI significativement inférieure à la moyenne nationale. Les taux d'usage du tabac, d'obésité et de consommation abusive d'alcool sont tous légèrement plus élevés que les taux nationaux correspondants. En ce qui concerne l'exercice, la comparaison du groupe de régions homologues I à l'ensemble du Canada est favorable. Le taux de personnes qui font peu fréquemment de l'exercice est inférieur à la moyenne nationale pour 15 des régions socio-sanitaires du groupe.

Les deux régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues I auxquelles on associe l'espérance de vie la plus élevée, c'est-à-dire South Okanagan Similkameen et Capital, sont toutes deux situées en Colombie-Britannique. South Okanagan Similkameen se classe parmi les cinq premières régions socio-sanitaires du Canada en ce qui a trait à l'espérance de vie (80,3 années). Dans ces deux régions, l'EVSI est significativement supérieure à la moyenne observée pour le groupe de régions homologues I. En outre, elle est supérieure à la moyenne nationale. Ce résultat est contraire à la tendance générale observée pour le groupe de régions homologues I, pour lequel, dans l'ensemble, l'EVSI est inférieure à la moyenne nationale. La grande espérance de vie et l'EVSI observées dans les deux régions socio-sanitaires susmentionnées sont associées à des comportements ayant un effet sur la santé supérieur à la moyenne, particulièrement dans le cas de Capital. Pour ces deux régions, le taux de personnes faisant de l'exercice peu fréquemment est inférieur au taux global observé pour le groupe de régions homologues I. En outre, Capital présente le taux d'obésité le plus faible et, ex aequo avec South Okanagan, en Colombie-Britannique, le taux d'usage quotidien du tabac le plus faible pour le groupe de régions homologues I.

La région de Laval, au Québec, est la région socio-sanitaire du groupe I où l'EVSI est la meilleure et occupe le troisième rang sur le plan national. Les taux d'obésité, de consommation abusive d'alcool et de dépression observés dans Laval se comparent tous favorablement au taux moyen observé dans le groupe de régions homologues I.

Kent-Chatham Public Health Unit, en Ontario, est la région socio-sanitaire du groupe de régions homologues I où l'espérance de vie et l'EVSI sont les plus faibles. Le taux de consommation abusive d'alcool

est élevé à Kent-Chatham; à 23 %, il excède de 5 points de pourcentage le taux observé pour le groupe de régions homologues I dans son ensemble et de 7 points de pourcentage, le taux national.

Groupe de régions homologues J

Le groupe de régions homologues J comprend principalement des régions socio-sanitaires inframétropolitaines où le taux de croissance démographique est élevé. Par conséquent, une proportion assez forte de résidents de ces régions vivaient dans une municipalité différente cinq ans plus tôt. Le taux de chômage est faible dans l'ensemble pour le groupe de régions homologues J, et le niveau moyen de scolarité, élevé.

Le groupe de régions homologues J occupe, ex aequo avec le groupe de régions homologues A, le deuxième rang parmi les 10 groupes de régions homologues en ce qui a trait à la longueur de l'espérance de vie, celle-ci y étant supérieure de

6 mois à la moyenne nationale (tableau 12). Les estimations de l'EVSI et de la proportion de la population dont la santé est passable ou mauvaise sont toutes deux un peu meilleures que la moyenne nationale. En ce qui concerne les comportements ayant un effet sur la santé, les estimations sont comparables aux moyennes nationales, sauf pour l'exercice, pour lequel le résultat est meilleur pour le groupe de régions homologues J. Ce groupe a le taux de personnes faisant peu fréquemment de l'exercice le plus faible parmi les 10 groupes de régions homologues. Le taux de personnes faisant peu fréquemment de l'exercice est meilleur que la moyenne nationale pour 7 des 8 régions socio-sanitaires formant le groupe J.

Upper Island/Central Coast, en Colombie-Britannique, est la région socio-sanitaire du groupe de régions homologues J pour laquelle l'espérance de vie est la plus faible. L'EVSI y est aussi plus faible que celle observée pour le groupe J dans son

Tableau 12
Comparaison des régions socio-sanitaires du groupe de régions homologues J, certaines caractéristiques

| | Population visée par l'ESCC† | | | Mesures de l'état de santé | | | Comportements liés à la santé | | | | Facteurs psychosociaux | |
|--|------------------------------|--------------|--------------|----------------------------|---|---|---|----------------------------|--|--|-----------------------------------|-------------------------------|
| | | | | Espérance de vie (années) | Espérance de vie sans incapacité (années) | Santé passable ou mauvaise (12 ans et plus) % | Usage quotidien du tabac (12 ans et plus) % | Obésité (20 ans et plus) % | Exercice peu fréquent (12 ans et plus) % | Consommation abusive d'alcool (18 ans et plus) % | Stress intense (18 ans et plus) % | Dépression (12 ans et plus) % |
| | | | | | | | | | | | | |
| | | | | milliers | % | l'échantillon de l'ESCC | H | C | H | C | H | C |
| Canada | 25 802 | | 131 535 | 78,3 | 68,6 | 12 | 22 | 15 | 22 | 16 | 26 | 7 |
| GROUPE J | 1 568 | 100,0 | 7 866 | 78,8 | 68,8 | 11 | 22 | 16 | 17 | 18 | 24 | 8 |
| AB Westview Regional Health Authority | 77 | 4,9 | 648 | 80,4 | 68,1 | 12 | 24 | 20 | 14 | 13 | 22 | 9 |
| ON Halton Public Health Unit | 321 | 20,5 | 1 257 | 80,1 | 71,1 | 9 | 19 | 15 | 18 | 20 | 26 | 8 |
| ON Wellington-Dufferin-Guelph Public Health Unit | 204 | 13,0 | 1 170 | 78,8 | 69,4 | 9 | 21 | 18 | 17 | 16 | 28 | 7 |
| AB Headwaters Health Authority | 63 | 4,0 | 701 | 78,5 | 69,5 | 7 | 22 | 16 | 15 | 21 | 23 | 8 |
| BC Coast Garibaldi | 63 | 4,0 | 623 | 78,4 | 68,2 | 10 | 16 | 13 | 10 | 22 | 24 | 8 |
| ON Durham Public Health Unit | 428 | 27,3 | 1 383 | 78,3 | 68,1 | 12 | 23 | 16 | 19 | 15 | 24 | 7 |
| ON Simcoe Public Health Unit | 317 | 20,2 | 1 338 | 78,1 | 67,2 | 13 | 25 | 18 | 17 | 20 | 23 | 9 |
| BC Upper Island/Central Coast | 95 | 6,1 | 746 | 77,9 | 67,9 | 11 | 18 | 14 | 10 | 20 | 22 | 12 |

Sources des données : Les estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité sont fondées sur les données du Recensement de la population de 1996, les données de la Base canadienne de données sur l'état civil et les projections démographiques de la Division de la démographie. Les autres estimations, les chiffres de population et les tailles d'échantillon sont fondés sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 (voir l'annexe).

Nota : Les régions socio-sanitaires sont présentées selon l'ordre décroissant d'espérance de vie. Toutes les estimations fondées sur les données de l'ESCC ont été normalisées selon l'âge.

Dans la colonne H, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement meilleure que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, √ indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

Dans la colonne H, × indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire est significativement moins bonne que l'estimation pour le groupe de régions homologues; dans la colonne C, × indique que l'estimation pour la région socio-sanitaire et (ou) le groupe de régions homologues est significativement meilleure que l'estimation pour le Canada dans son ensemble.

† Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre à la population totale. Les pourcentages ont été calculés en utilisant des données non arrondies.

ensemble. En outre, cette région socio-sanitaire présente une forte prévalence de la dépression qui, à 12 %, excède de 5 points de pourcentage la moyenne nationale et est une des prévalences de la dépression les plus élevées au Canada.

Mot de la fin

Au Canada, la plupart des programmes de santé publique sont administrés à l'échelon municipal ou communautaire. Durant les années 1990, la plupart des gouvernements provinciaux ont eu tendance à déléguer la responsabilité des services de santé à des régions infraprovinciales. L'objectif était d'offrir des services et des programmes de santé mieux adaptés aux besoins locaux³⁰. La question de savoir si cette régionalisation des responsabilités a donné lieu ou non à une amélioration des services communautaires n'a pas encore été examinée adéquatement. Davantage de renseignements et d'analyses sont nécessaires au niveau communautaire pour faire ce genre d'évaluation.

Les comparaisons des indicateurs de la santé au niveau du groupe de régions homologues montrent clairement qu'il existe un lien entre les facteurs sociodémographiques et l'état de santé. Les personnes qui vivent dans les grandes régions métropolitaines et les grands centres urbains, où le niveau de scolarité est élevé (p. ex., groupes de régions homologues A et B), sont celles qui jouissent des plus longues espérance de vie et EVSI au Canada. À l'autre extrémité de l'échelle, les personnes qui vivent dans les collectivités éloignées du Nord, où le niveau de scolarité est faible et où une forte proportion de la population est autochtone (p. ex., groupes de régions homologues C et F), ont l'espérance de vie et l'EVSI les plus courtes.

Les liens entre les indicateurs de la santé et les facteurs de risque sont évidents. Une espérance de vie ou une EVSI particulièrement longue ou particulièrement courte au sein d'un groupe de régions homologues va souvent de pair avec une prévalence faible ou forte de divers facteurs de risque. Par exemple, les collectivités telles que Richmond, en Colombie-Britannique (groupe de régions homologues A et North Shore, en Colombie-

Britannique (groupe de régions homologues B), qui se distinguent au sein de leur groupe de régions homologues respectif par le fait que l'espérance de vie et l'EVSI y sont longues, sont aussi caractérisées par une faible prévalence des facteurs de risque. En revanche, Norman, au Manitoba (groupe de régions homologues F) et Montréal (groupe de régions homologues A) sont caractérisées par une espérance de vie plus courte que celle observée pour les autres régions socio-sanitaires de leur groupe de régions homologues respectif et une prévalence plus forte des facteurs de risque importants.

En général, une longue espérance de vie est associée à de faibles taux d'usage quotidien du tabac et de consommation abusive d'alcool (voir *Liens entre les indicateurs de la santé et les facteurs de risque au niveau de la région socio-sanitaire*). Parmi les facteurs de risque examinés, des taux élevés d'obésité, de consommation abusive d'alcool et de dépression sont les prédicteurs les plus puissants d'une faible EVSI. Ces liens persistent même si l'on corrige les données pour tenir compte des facteurs sociodémographiques. Parallèlement, la situation qui prévaut dans certaines régions socio-sanitaires semble tenir du paradoxe, notamment là où les mesures de l'état de santé sont relativement favorables et où la prévalence des facteurs de risque est élevée.

Nombre de facteurs ont un effet sur la santé au niveau de la collectivité. La présente analyse est un premier pas vers l'étude de certains de ces facteurs. Cependant, des analyses plus approfondies seront nécessaires afin de comprendre la façon dont les mesures de l'état de santé présentées évolueront, y compris dans les régions socio-sanitaires où la situation est plus paradoxale. L'ESCC est conçue pour recueillir des renseignements sur toute une gamme de questions ayant trait à la santé, lesquelles sont beaucoup plus nombreuses que celles dont fait état la présente analyse. Cette information sera précieuse pour les administrateurs des régions socio-sanitaires, le personnel des ministères provinciaux de la Santé, et les chercheurs qui conçoivent et évaluent les programmes destinés à promouvoir et à améliorer la santé dans leur collectivité.

Références

1. Statistique Canada, « Mortalité – tendances », dans *Santé et l'enjeu des sexes : l'écart homme-femme*, 12(3), 2001, p. 45-51 (numéro spécial de *Rapports sur la santé*, n° 82-003 au catalogue).
2. J. Gilmore et B. Wannell, « L'espérance de vie », *Rapports sur la santé*, 11(3), 1999, p. 9-26 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. C.L. Chiang, *The Life Table and Its Applications*, Malabar, Floride, Robert E. Krieger Publishing Company, 1984.
4. D.F. Sullivan, « A single index of mortality and morbidity », *HSMA Health Report*, 86, 1971, p. 347-354.
5. C. Mathers, « *Health Expectancies in Australia, 1981 and 1988* », Australian Government Publishing Service, 1991.
6. L. MacNabb, « Groupes de régions homologues », disponible à : <http://www.statcan.ca/english/freepub/82-221-XIF/01201/about.htm#peer>, site consulté le 5 avril 2002.
7. A. Kuskowska-Wolk, P. Karlsson, M. Stolt *et al.*, « The predictive validity of body mass index based on self-reported weight and height », *International Journal of Obesity*, 13(4), 1989, p. 441-453.
8. E.M. Makomaski Illing et M.J. Kaiserman, « Mortality attributable to tobacco use in Canada and its regions, 1994 and 1996 », *Chronic Diseases in Canada*, 20(3), 1999, p. 111-117.
9. R.G. Rogers, C.B. Nam et R.A. Hummer, « Activity limitation and cigarette smoking in the United States: implications for health expectancies », publié sous la direction de C. Mathers, J. McCallum et J.-M. Robine, *Advances in health expectancies: proceedings of the 7th meeting of the International Network on Health Expectancy (REVES)*, Canberra, Australian Institute of Health and Welfare, 1994, p. 337-344.
10. F. Mayer, N. Ross, J.-M. Berthelot *et al.*, « Espérance de vie sans incapacité selon la région socio-sanitaire », *Rapports sur la santé*, 13(4), 2002, p. 49-60 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
11. R.C. Kessler, K.A. McGonagle, S. Zhao *et al.*, « Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States: Results from the national comorbidity survey », *Archives of General Psychiatry*, 51, 1994, p. 8-19.
12. American Psychiatric Association, *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*, Third rev. ed., Washington, D.C., American Psychiatric Association, 1987.
13. L. Martel, A. Bélanger et J.-M. Berthelot, « Perte et regain de l'autonomie chez les personnes âgées », *Rapports sur la santé*, 13(4), 2002, p. 35-48 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
14. D.M. Buchner, S.A. Beresford, E.B. Larson *et al.*, « Effects of physical activity on health status in older adults. II. Intervention studies », *Annual Review of Public Health*, 13, 1992, p. 469-488.
15. J. Chen et W.J. Millar, « Maladie cardiaque, antécédents familiaux et activité physique », *Rapports sur la santé*, 12(4), 2001, p. 23-32, (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
16. J.J. Keysor et A.M. Jette, « Have we oversold the benefit of late-life exercise? », *Journals of Gerontology, Series A, Biological Sciences and Medical Sciences*, 56(7), 2001, p. M412-M423.
17. A. Rosengren, L. Wilhelmsen et H. Wedel, « Separate and combined effects of smoking and alcohol abuse in middle-aged men », *Acta Medica Scandinavica*, 223(2), 1988, p. 111-118.
18. I. Rossow et A. Amundsen, « Alcohol abuse and mortality: a 40-year prospective study of Norwegian conscripts », *Social Science and Medicine*, 44(2), 1997, p. 261-267.
19. Statistique Canada, « La santé : à prendre ou à laisser! », dans *Santé et l'enjeu des sexes : l'écart homme-femme*, 12(3), 2001, p. 11-21, (numéro spécial de *Rapports sur la santé*, n° 82-003 au catalogue).
20. T.L. Visscher et J.C. Seidell, « The public health impact of obesity », *Annual Review of Public Health*, 22, 2001, p. 355-375.
21. R.T. Jung, « Obesity as a disease », *British Medical Bulletin*, 53(2), 1997, p. 307-321.
22. S. Cohen et T.B. Herbert, « Health psychology: Psychological factors and physical disease from the perspective of human psychoneuroimmunology », *Annual Review of Psychology*, 47, 1996, p. 113-142.
23. S. Cohen, D.A. Tyrrell et A.P. Smith, « Psychological stress and susceptibility to the common cold », *The New England Journal of Medicine*, 325(9), 1991, p. 606-612.
24. Statistique Canada, « Stress et bien-être », dans *Santé et l'enjeu des sexes : l'écart homme-femme*, 12(3), 2001, p. 23-36 (numéro spécial de *Rapports sur la santé*, n° 82-003 au catalogue).
25. M.P. Beaudet, « Dépression », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 11-25 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
26. E.J. Lenze, J.C. Rogers, L.M. Martire, *et al.*, « The association of late-life depression and anxiety with physical disability: a review of the literature and prospectus for further research » *American Journal of Geriatric Psychiatry*, 9(2), 2001, p. 113-135.
27. M.L. Bruce, « Depression and disability in late life: directions for future research », *American Journal of Geriatric Psychiatry*, 9(2), 2001, p. 102-112.
28. Groupe d'analyse et de mesure de la santé, Statistique Canada, totalisations non publiées, avril 2002.
29. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer, 2001*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 2001.
30. HEALNet Regionalization Research Centre, University of Saskatchewan, *What is Regionalization?*, disponible à : <http://www.regionalization.org>, site consulté le 21 mai 2001.

Annexe

Tableau A

Prévalence des caractéristiques sociodémographiques et classement relatif de ces caractéristiques au niveau du groupe de régions homologues

| Rang | Autochtones | | Minorités visibles | | Taux de chômage | | Population en 1996 | | Population ≥ 65 | | Inégalité des revenus | |
|---------------|-------------|------------|--------------------|-------------|-----------------|-------------|--------------------|---------------|-----------------|-------------|-----------------------|-------------|
| | Groupe | % | Groupe | % | Groupe | % | Groupe | milliers | Groupe | % | Groupe | % |
| 1 | C | 75,5 | A | 32,0 | D | 27,7 | I | 6 973 | E | 16,5 | J | 24,4 |
| 2 | F | 17,2 | B | 20,2 | C | 17,2 | H | 6 883 | A | 13,6 | F | 23,6 |
| 3 | E | 7,5 | J | 5,7 | F | 11,4 | A | 5 159 | I | 13,5 | G | 23,5 |
| 4 | G | 6,8 | I | 4,5 | A | 11,3 | B | 4 887 | G | 12,9 | B | 23,2 |
| 5 | I | 2,5 | F | 3,5 | H | 11,2 | J | 1 739 | D | 12,1 | I | 22,9 |
| 6 | H | 2,1 | H | 3,1 | E | 10,5 | G | 1 642 | H | 11,8 | E | 22,8 |
| 7 | D | 2,1 | G | 1,8 | I | 9,4 | E | 830 | J | 10,6 | D | 22,4 |
| 8 | J | 1,8 | E | 1,1 | B | 7,8 | D | 770 | B | 9,3 | C | 22,2 |
| 9 | B | 1,5 | C | 0,9 | J | 7,5 | F | 663 | F | 5,8 | H | 22,1 |
| 10 | A | 0,6 | D | 0,5 | G | 7,1 | C | 125 | C | 3,1 | A | 18,8 |
| Canada | | 2,9 | | 11,2 | | 10,2 | | 29 670 | | 12,1 | | 22,2 |

| Rang | Mobilité des migrants internes | | Population < 15 | | Valeur moyenne des logements | | Densité de population | | Abordabilité du logement | | Logement occupé par le propriétaire | |
|---------------|--------------------------------|-------------|-----------------|-------------|------------------------------|-------------|-----------------------|---------------------|--------------------------|-------------|-------------------------------------|-------------|
| | Groupe | % | Groupe | % | Groupe | milliers \$ | Groupe | No./km ² | Groupe | % | Groupe | % |
| 1 | J | 24,0 | C | 35,8 | A | 236 | A | 2 936,6 | A | 35,7 | D | 79,3 |
| 2 | F | 22,8 | F | 25,7 | B | 206 | B | 331,4 | B | 27,3 | E | 76,8 |
| 3 | G | 20,5 | G | 23,1 | J | 179 | I | 93,8 | I | 25,1 | J | 76,0 |
| 4 | I | 18,4 | J | 22,3 | I | 136 | H | 84,5 | J | 25,0 | G | 74,3 |
| 5 | B | 18,0 | B | 21,4 | F | 111 | J | 83,7 | H | 24,4 | I | 69,3 |
| 6 | C | 16,1 | E | 21,0 | G | 99 | D | 7,3 | D | 19,7 | F | 69,0 |
| 7 | E | 15,9 | I | 20,4 | H | 97 | G | 5,0 | E | 18,4 | B | 67,4 |
| 8 | H | 15,8 | H | 19,8 | C | 89 | E | 5,0 | F | 18,0 | H | 64,9 |
| 9 | A | 11,9 | D | 19,2 | E | 76 | C | 3,9 | G | 17,7 | A | 43,2 |
| 10 | D | 9,1 | A | 16,7 | D | 60 | F | 0,5 | C | 13,5 | C | 38,2 |
| Canada | | 16,8 | | 20,2 | | 152 | | 167,7 | | 26,2 | | 64,4 |

| Rang | Scolarité moyenne | | Emploi | | Chômage de longue durée | | Transferts gouvernementaux | | Rapport hommes-femmes | | Revenu moyen | |
|---------------|-------------------|-------------|--------|-------------|-------------------------|------------|----------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------------|-------------|
| | Groupe | En années | Groupe | % | Groupe | % | Groupe | % | Groupe | | Groupe | milliers \$ |
| 1 | A | 13,9 | G | 82,3 | D | 6,9 | D | 29,8 | C | 1,08 | B | 29,1 |
| 2 | B | 13,9 | J | 82,0 | C | 5,7 | E | 21,6 | F | 1,08 | J | 29,0 |
| 3 | J | 13,5 | B | 81,0 | A | 5,1 | C | 18,6 | G | 1,02 | F | 27,2 |
| 4 | I | 13,1 | I | 78,2 | H | 3,8 | H | 16,3 | J | 1,00 | A | 25,8 |
| 5 | H | 12,8 | E | 76,8 | I | 2,9 | I | 15,1 | E | 1,00 | I | 24,7 |
| 6 | G | 12,6 | F | 76,7 | B | 2,5 | G | 14,9 | D | 0,99 | H | 23,3 |
| 7 | F | 12,5 | H | 74,5 | J | 2,4 | A | 13,7 | B | 0,99 | G | 23,1 |
| 8 | E | 12,3 | A | 72,9 | F | 2,3 | J | 10,8 | H | 0,98 | C | 20,1 |
| 9 | D | 11,5 | C | 65,1 | E | 2,2 | F | 10,4 | I | 0,98 | E | 20,1 |
| 10 | C | 10,6 | D | 55,4 | G | 1,6 | B | 9,5 | A | 0,94 | D | 18,2 |
| Canada | | 13,2 | | 76,6 | | 3,4 | | 14,4 | | 0,98 | | 25,2 |

| Rang | Enfants dans les familles à faible revenu | | Croissance | | Faible revenu | | Familles monoparentales | | ZIM | | Immigration récente | |
|---------------|---|-------------|------------|------------|---------------|-------------|-------------------------|-------------|--------|-------------|---------------------|-------------|
| | Groupe | % | Groupe | % | Groupe | % | Groupe | % | Groupe | % | Groupe | % |
| 1 | A | 37,7 | B | 4,4 | A | 30,4 | C | 20,4 | A | 100,0 | A | 52,6 |
| 2 | D | 28,4 | J | 4,3 | D | 22,4 | A | 18,8 | B | 100,0 | B | 45,9 |
| 3 | E | 22,0 | F | 4,1 | H | 20,0 | H | 14,9 | J | 89,4 | H | 38,4 |
| 4 | C | 22,0 | C | 4,1 | B | 18,0 | D | 14,9 | I | 85,9 | C | 37,8 |
| 5 | H | 21,9 | A | 2,0 | E | 17,5 | I | 13,8 | H | 80,8 | D | 31,1 |
| 6 | B | 21,2 | I | 1,9 | C | 17,2 | F | 13,7 | F | 59,6 | F | 28,5 |
| 7 | I | 19,7 | G | 1,7 | I | 16,2 | B | 13,4 | G | 38,9 | I | 27,7 |
| 8 | G | 16,8 | H | 0,6 | G | 13,8 | J | 12,0 | D | 32,9 | J | 25,1 |
| 9 | F | 15,2 | E | 0,3 | F | 12,7 | E | 11,8 | E | 25,8 | G | 24,4 |
| 10 | J | 13,9 | D | -2,1 | J | 11,6 | G | 10,4 | C | 10,8 | E | 20,5 |
| Canada | | 23,3 | | 2,1 | | 19,6 | | 14,6 | | 83,1 | | 37,1 |

Source des données : Recensement de la population du Canada de 1996

Nota : Toutes les estimations au niveau du groupe de régions homologues sont fondées sur la moyenne pondérée des résultats pour les régions socio-sanitaires constituant le groupe. Le poids attribué à chaque région socio-sanitaire est égal au chiffre de population de 1996 de la région socio-sanitaire divisé par la population totale du groupe de régions homologues. Pareillement, l'estimation pour le Canada est fondée sur la moyenne pondérée de toutes les régions socio-sanitaires du pays, en prenant pour référence la population de 1996. Seules font exception les estimations de la densité de population qui sont fondées sur des moyennes non pondérées.

Définitions :

Autochtones : Proportion d'Autochtones vivant dans un secteur géographique donné exprimée en pourcentage de la population totale.

Minorité visible : Proportion de la population appartenant à un groupe des minorités visibles exprimée en pourcentage de la population totale.

Taux de chômage : Nombre total de personnes de 15 ans et plus n'ayant pas d'emploi divisé par le nombre total de personnes de 15 ans et plus faisant partie de la population active.

Population de 1996 : Estimation du nombre total de personnes vivant dans la région socio-sanitaire en 1996.

Population ≥ 65 : Proportion de la population âgée de 65 ans et plus.

Inégalité des revenus : Proportion du total des revenus des ménages imputable à la moitié (50 %) la moins bien nantie des ménages dans une région géographique particulière (autrement dit, la « part médiane » des revenus). Si l'inégalité est totale, la moitié inférieure de la distribution des ménages selon les revenus ne reçoit rien (part médiane nulle) et la moitié supérieure reçoit la totalité des revenus. Si l'égalité est parfaite, la moitié inférieure de la distribution des ménages selon les revenus reçoit 50 % du total des revenus et la valeur de la part médiane de la région géographique considérée est alors de 50 %. Dans cette fourchette allant de 0 % à 50 %, la répartition des revenus est d'autant plus uniforme que la valeur de la part médiane est élevée.

Mobilité des migrants internes : Proportion de personnes qui vivaient dans une subdivision de recensement (municipalité) différente au moment du recensement précédent (1991). Sont exclus les Canadiens qui vivaient à l'extérieur du Canada, comme les membres des Forces canadiennes et les fonctionnaires.

Population < 15 : Proportion de la population de moins de 15 ans.

Valeur moyenne des logements : Valeur moyenne prévue des logements occupés par leur propriétaire, non situés sur une exploitation agricole ou dans une réserve indienne, y compris la valeur du terrain, au moment du Recensement de 1996.

Densité de population : Nombre d'habitants par kilomètre carré.

Abordabilité du logement : Proportion de ménages qui dépensent au moins 30 % de leur revenu total pour se loger.

Logements occupés par le propriétaire : Proportion de logements privés habités par leur propriétaire. Les logements visés par les programmes de logement des bandes indiennes et les logements collectifs sont exclus du numérateur ainsi que du dénominateur.

Scolarité moyenne : Nombre moyen d'années d'études (primaires, secondaires, universitaires et non universitaires) calculé pour la population de 25 à 54 ans.

Emploi : Nombre de personnes de 25 à 54 ans ayant un emploi divisé par le nombre total de personnes de 25 à 54 ans.

Chômage de longue durée : Proportion de la population active de 15 ans et plus qui n'a eu aucun emploi durant l'année courante ou l'année précédente.

Transferts gouvernementaux : Proportion du total des revenus provenant de programmes gouvernementaux, tels que le Supplément de revenu garanti, la Sécurité de la vieillesse, le Régime de pensions du Canada ou le Régime de rentes du Québec, ou l'Assurance-emploi.

Rapport hommes-femmes : Nombre total d'hommes dans une région socio-sanitaire particulière en 1996 divisé par le nombre total de femmes.

Revenu moyen : Moyenne des revenus en provenance de toutes les sources, avant transferts et après impôt, de la population de 15 ans et plus.

Enfants dans les familles à faible revenu : Proportion d'enfants de moins de 18 ans vivant dans une famille économique dont le revenu de 1995 était inférieur au seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada. Les données n'ont pas été produites pour les familles économiques ni les personnes hors familles économiques habitant les Territoires ou les réserves indiennes.

Croissance : Variation de la taille de la population de 1995 à 1997.

Faible revenu : Proportion de personnes dans les familles économiques et de personnes hors famille économique dont le revenu de 1995 était inférieur au seuil de faible revenu (SFR) établi par Statistique Canada. Le seuil de faible revenu correspond au niveau de revenu où une personne doit consacrer une part disproportionnée de son revenu pour se nourrir, se loger et se vêtir. Le SFR est calculé d'après la taille de la famille et le degré d'urbanisation. Les seuils sont mis à jour chaque année afin de tenir compte des variations de l'indice des prix à la consommation. Les données n'ont pas été produites pour les familles économiques ni les personnes hors familles économiques des Territoires ou des réserves indiennes.

Familles monoparentales : Proportion de familles monoparentales parmi les familles de recensement occupant un logement privé.

ZIM (zone d'influence des régions métropolitaines de recensement et agglomérations de recensement) : Proportion de la population qui vit dans les régions métropolitaines de recensement (RMR), les agglomérations de recensement (AR), ainsi que les collectivités non incluses dans les RMR/AR dont au moins 30 % de la population active occupée se rend dans une RMR/AR pour travailler. La mesure est utilisée pour décrire le degré d'influence urbaine exercée sur la région socio-sanitaire. Les RMR et AR sont de grandes zones urbaines auxquelles se rattachent des régions urbaines et rurales adjacentes dont l'intégration économique et sociale à la zone urbaine est forte. Les RMR et les AR sont des zones urbaines qui entourent des centres urbains dont la population a atteint un certain seuil : 100 000 habitants pour les RMR et 10 000 habitants pour les AR.

Immigration récente : Proportion de personnes qui sont arrivées au Canada entre 1981 et 1996 dans la population totale d'immigrants.

Le contexte socioéconomique régional et la santé

- L'état de santé d'une personne est bien davantage influencé par les caractéristiques personnelles et par la vie que mène cette personne que par le milieu dans lequel elle vit.
- L'autoévaluation d'un état de santé passable ou mauvais était fortement liée à l'âge, au sexe, au statut socioéconomique (tel que mesuré par le niveau de scolarité et le revenu du ménage), à l'usage du tabac, à l'obésité des personnes¹ et au fait de ne pas faire souvent de l'exercice.
- Le contexte socioéconomique régional était faiblement associé à l'autoévaluation d'un état de santé passable ou mauvais.

Résumé

Objectif

Déterminer l'influence du contexte socioéconomique de la région socio-sanitaire sur l'état de santé que les Canadiens ont déclaré.

Source de données

Les données sur les personnes sont tirées du premier cycle de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, de 2000-2001. Les caractéristiques sociales, démographiques et économiques de la région socio-sanitaire proviennent du Recensement de 1996 (les questionnaires abrégés et complets), de la Base canadienne de données sur l'état civil, de même que des divisions de la démographie et de la géographie de Statistique Canada.

Techniques d'analyse

On s'est servi de la régression logistique à niveaux multiples pour modéliser l'état de santé passable ou mauvais.

Principaux résultats

Au niveau de la personne, la perception d'un état de santé passable ou mauvais a été fortement associée à l'âge, au sexe, au statut socioéconomique (tel que mesuré selon le niveau de scolarité et le revenu du ménage), à l'usage du tabac, à l'obésité, et au fait de ne pas faire souvent de l'exercice. Dans l'ensemble, les facteurs liés à la personne expliquaient en grande partie les différences entre les régions socio-sanitaires pour ce qui est de la déclaration d'un état de santé passable ou mauvais. Une influence supplémentaire du contexte socioéconomique régional sur l'autoévaluation d'un état de santé passable ou mauvais a été constaté, mais celle-ci était légère.

Conclusion

La présente étude canadienne n'a pas montré que le milieu social influait de manière aussi forte sur l'état de santé des personnes que ne le montrent d'autres études menées aux États-Unis et au Royaume-Uni. Il se peut que l'existence de certains programmes du gouvernement fédéral et des provinces, tel le régime de soins de santé universel, le régime d'assurance-emploi et le régime de sécurité de la vieillesse soit l'une des hypothèses expliquant les principaux résultats de cette étude.

Mots-clés

État de santé, autoévaluation de l'état de santé, contexte socioéconomique, études à niveaux multiples, facteurs de risque pour la santé.

Auteurs

Stéphane Tremblay (613-951-4765; stephane.tremblay@statcan.ca) est analyste principal dans le Groupe d'analyse et de mesure de la santé. Nancy A. Ross (613-398-4307; nancy.ross@mcgill.ca) est professeure adjointe au Département de géographie à l'Université McGill et une collaboratrice du Groupe d'analyse et de mesure de la santé. Jean-Marie Berthelot (613-951-3760; jean-marie.berthelot@statcan.ca) est le gestionnaire du Groupe d'analyse et de mesure de la santé, à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Stéphane Tremblay, Nancy A. Ross et Jean-Marie Berthelot

Dans la présente analyse, on a étudié l'influence du milieu social de la région sur l'état de santé que les Canadiens ont déclaré. Par milieu social, on peut entendre entre autres le milieu physique, le milieu culturel, les groupes sociaux, les institutions et les politiques gouvernementales^{1,2}. (Dans la présente analyse, le milieu social ou le contexte social correspond au profil socioéconomique et démographique d'une région socio-sanitaire selon les données du Recensement.) On sait que les facteurs de risque liés à la personne, comme l'âge, le revenu de la famille et l'usage du tabac influent sur la santé des personnes, mais il se peut aussi que le milieu social ait une incidence indépendamment des facteurs personnels. Si c'est le cas, les politiques gouvernementales pourraient s'attarder aux conditions sociales des diverses régions pour que soit améliorée la santé de la population dans son ensemble³.

Méthodologie

Source des données

Les données de la présente analyse proviennent du premier cycle (cycle 1.1) de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), de 2000-2001. Les déterminants sociaux, démographiques et économiques de la santé pour chaque région socio-sanitaire (voir en annexe) sont tirés de quatre sources de données de Statistique Canada : le Recensement de 1996 (les questionnaires abrégés et complets), la Base canadienne de données sur l'état civil, ainsi que la Division de la démographie et la Division de la géographie de Statistique Canada. Des 118 336 répondants à l'ESCC âgés de 18 ans et plus provenant des 136 régions socio-sanitaires, 53 ont été exclus de l'échantillon analytique parce qu'ils n'avaient pas indiqué leur évaluation de leur état de santé. Des variables dichotomiques ont été créées pour chaque variable explicative qui renfermait des données manquantes, pour conserver le plus grand nombre de répondants dans l'analyse et pour contrôler les biais éventuels attribuables à la non-réponse.

Au tableau A en annexe, on trouve les 136 régions socio-sanitaires, ainsi que le nombre de répondants (de 296 à 2 495) et la population de 1996 (de 18 000 à 2,5 millions) dans chacune de ces régions.

Techniques d'analyse

On s'est servi du logiciel statistique (MlwiN)⁴ pour ajuster les modèles logistiques de santé passable ou mauvaise, un état de santé dichotomique. La fonction logit a permis de modéliser la relation entre l'état de santé et diverses variables explicatives. Comme le logiciel MlwiN ne calcule pas la « déviance » des modèles (ce qui représente le manque d'ajustement entre le modèle et les données) de régression logistique, les inférences sur l'adéquation des modèles ne peuvent pas être produites. Au niveau des individus, on a utilisé une pondération normalisée, et dans le cas de la région socio-sanitaire, des coefficients de pondération égaux, car l'ESCC n'échantillonne pas les régions socio-sanitaires.

Trois modèles ont été conçus de manière incrémentielle. Ainsi, on a pu étudier simultanément i) personnes qui vivaient dans j) régions socio-sanitaires. Le premier modèle, que l'on appelle habituellement le modèle « vide » ou « nul » a été ajusté sans variable explicative. Le modèle vide a permis de quantifier les différences entre les régions socio-sanitaires pour ce qui est du pourcentage de personnes jugeant avoir une santé passable ou mauvaise.

Grâce au deuxième modèle, appelé le modèle « individuel », qui comprenait diverses caractéristiques au niveau des individus, l'association entre une santé passable ou mauvaise et ces caractéristiques a pu être quantifiée. On s'est également servi de ce modèle pour déterminer s'il y avait toujours des différences significatives entre les régions socio-sanitaires. En plus de l'âge et du sexe de chaque personne, ce deuxième modèle comportait des caractéristiques sociodémographiques, comme le revenu et le niveau de scolarité, les facteurs de risque communs liés à la santé, comme l'usage du tabac, l'obésité et l'activité physique (voir *Définitions* en annexe). Pour chaque caractéristique personnelle, des variables binaires, soit « 0 » ou « 1 », ont été créées pour caractériser chacune des catégories autres que la catégorie de référence.

Parce que les différences entre les régions socio-sanitaires étaient toujours significatives après l'inclusion des caractéristiques personnelles, on a créé un troisième modèle appelé le modèle « final », qui comprenait toutes les variables explicatives au niveau de la personne ainsi que quatre facteurs synthétiques au niveau de la région socio-sanitaire. Ce modèle a permis d'étudier l'importance du contexte socioéconomique de la région socio-sanitaire dans l'évaluation d'une santé passable ou mauvaise en parallèle avec les variables au niveau de la personne.

Les quatre facteurs synthétiques indépendants et normalisés, c.-à-d. moyenne 0 et écart-type 1, ont été calculés au niveau de la région socio-sanitaire à partir de 21 variables, principalement des variables démographiques et socioéconomiques tirées du recensement, et susceptibles d'être liées aux variations de l'autoévaluation d'une santé passable ou mauvaise. Ces facteurs ont été établis dans le contexte de l'analyse en composantes principales, une méthode statistique utilisée pour réduire le nombre de variables à analyser. Ces quatre facteurs synthétiques - « éloignée », « prospère », « cosmopolite », et « désavantagée » - représentaient chacun un sous-ensemble distinct des variables initiales; cette méthode a également été employée par Mayer et coll.⁵ (voir la section *Définitions* en annexe).

Toutes les estimations découlant de la modélisation à niveaux multiples ont fait l'objet d'un test du chi carré avec un niveau de signification de $p < 5\%$.

Limites

Pour mener des activités de recherche dans ce domaine, il faut le plus souvent avoir une compréhension théorique de la santé comme fonction des caractéristiques personnelles et des caractéristiques du milieu social. Les personnes qui interagissent avec leur milieu « s'imprègnent », dans une certaine mesure, de ce milieu social qui influe sur leur santé⁶. Les subtilités de l'interaction ne font toutefois pas l'objet de la présente analyse. Tant que les mécanismes théoriques exacts de l'influence du milieu sur la santé ne seront pas mieux connus, il sera difficile d'établir des modèles efficaces pour les étudier.

Même en disposant de modèles statistiques à niveaux multiples qui portent sur les relations entre le milieu social et la santé, la complexité demeure inexplicable. Par exemple, le fait qu'une personne fasse usage de tabac peut dépendre du degré selon lequel le contexte social est plus ou moins tolérant envers l'usage du tabac, et peut dépendre notamment de l'application de règlements restrictifs. Pour ce faire, il faudrait que davantage d'études utilisant les données de l'ESCC portent sur l'influence des cultures et des normes sur les comportements des individus.

Parce qu'il s'agit ici d'une analyse transversale, il n'est pas possible d'étudier la causalité pour expliquer les relations qu'il existe entre les variables explicatives et l'état de santé des personnes. De plus, certaines caractéristiques importantes du milieu social susceptibles d'être liées à la santé dans les régions socio-sanitaires n'ont pas été mesurées, par exemple, la qualité des relations sociales au sein d'une collectivité (social capital) ou les politiques en matière de santé publique.

L'échelle utilisée pour le contexte social dans la présente analyse, la région socio-sanitaire, comporte à la fois des avantages et des inconvénients. Bien que les politiques en matière de santé publique et de soins de santé soient, dans une certaine mesure, déterminées à cette échelle dans certaines provinces, les villes et les quartiers d'une même région socio-sanitaire ne partagent pas toutes les mêmes caractéristiques socio-spatiales de la région socio-sanitaire correspondante. Par conséquent, il est très probable que l'hétérogénéité du milieu social au sein des régions socio-sanitaires soit plus importante que celle entre les régions socio-sanitaires. Une étude des répercussions sur la santé des différences entre le milieu social des quartiers sur le déclin dans les plus grandes villes au Canada et celui des banlieues mieux nanties des mêmes villes pourrait donner des résultats nettement différents de ceux que nous avons obtenus dans la présente analyse. Des activités de recherche sont d'ailleurs en cours afin d'établir l'échelle géographique qui conviendrait le mieux pour mener des études à niveaux multiples sur l'état de santé.

Diverses données établissent un lien entre la santé et les caractéristiques du milieu social. Par exemple, au XIX^e siècle, Durkheim a déclaré que les taux de suicide différaient d'un endroit à l'autre et, étonnamment, demeuraient constants au fil du temps, même si la composition de la population dans ces divers endroits se modifiait^{2,7}. À l'époque moderne, les milieux défavorisés ont été invariablement associés à un niveau de scolarité et à un rendement scolaires faibles, ainsi qu'à des problèmes de comportement et des problèmes d'ordre émotionnel chez les enfants^{8,9}.

Certaines études menées aux États-Unis et au Royaume-Uni semblent indiquer que les caractéristiques personnelles et les caractéristiques des milieux sociaux dans lesquels les gens vivent et travaillent peuvent influencer sur la santé de ceux-ci. Un récent examen a signalé que 23 études sur 25 (dont les modèles d'études et les unités géographiques d'analyse variaient considérablement) avaient montré qu'il existait au moins une relation modérée entre le milieu social et l'état de santé des personnes, indépendamment des caractéristiques personnelles¹⁰. Bien que cela laisse fortement supposer qu'il existe un lien entre le milieu social et l'état de santé, une telle relation n'a jamais été clairement montrée en ce qui concerne le Canada.

Récemment, trois études canadiennes portant sur les effets du milieu social sur l'état de santé (en Ontario, au Québec et en Nouvelle-Écosse) différaient tant à l'égard des méthodes employées que des résultats obtenus. Dans l'une de ces études, on a montré qu'il y avait une faible association entre le milieu social et l'état de santé : en fait, les effets variaient selon le type de résultat mesuré et la délimitation spatiale des régions¹¹. La deuxième étude a révélé d'importantes différences dans l'état de santé au niveau local mais non à l'échelle régionale, après avoir tenu compte des caractéristiques des individus¹². La troisième étude n'a révélé aucune association, au niveau du quartier, entre le contexte social et le risque de décès¹³. Au Canada, les indicateurs sur les résultats en matière de santé, notamment la mortalité, l'espérance de vie, l'espérance de vie sans incapacité et l'autoévaluation de l'état de santé, différaient considérablement à l'échelle régionale^{5,14} (voir également l'étude précédente dans la même série, intitulée *La santé dans les collectivités canadiennes*, de Shields et Tremblay). On n'a toutefois pas encore déterminé dans quelle mesure la variation régionale est attribuable à la composition de la population dans chacune des régions socio-sanitaires plutôt qu'au contexte social.

Il faudrait analyser de manière plus approfondie les relations qu'il existe entre les milieux sociaux des régions socio-sanitaires et la santé des Canadiens — après avoir tenu compte explicitement des caractéristiques personnelles. L'analyse de régression logistique à niveaux multiples permet d'obtenir des estimations de la probabilité que les Canadiens déclarent une santé passable ou mauvaise en raison des caractéristiques sociodémographiques de leur région socio-sanitaire, d'une part, et de leur propre situation socio-économique et de leur profil de risques liés à la santé d'autre part. Autrement dit, grâce à ce type d'analyse, on obtient simultanément une description des relations du milieu social des régions socio-sanitaires et des conditions de vie de chaque personne avec l'état de santé des personnes. L'analyse permet d'examiner les effets attribuables à

Études à niveaux multiples sur la santé

Le but des études contextuelles ou à niveaux multiples sur la santé est d'expliquer l'état de santé des personnes influencées simultanément par leurs caractéristiques personnelles et leur milieu de vie. On s'est d'abord servi des modèles à niveau multiples dans le domaine de l'éducation parce qu'on voulait déterminer dans quelle mesure les caractéristiques de l'école ou de la salle de classe ajoutaient au rendement scolaire indépendamment des caractéristiques personnelles des élèves. Ces modèles, que l'on appelle aussi modèles hiérarchiques ou modèles à effets aléatoires, sont devenus de plus en plus populaires dans le domaine de la recherche sur la santé, ce qui coïncide avec l'intérêt accru des épidémiologistes pour les études reliées aux contextes sociaux¹⁸.

Les avantages statistiques des modèles à niveaux multiples par rapport aux modèles statistiques conventionnels sont présentés en détail ailleurs^{19,20}. Brièvement, précisons que les personnes qui vivent dans la même région socio-sanitaire partagent une culture, un milieu, des comportements par rapport à la santé, ont accès à des services de soins de santé similaires et connaissent des expériences semblables à ce chapitre. Par conséquent, les personnes qui vivent dans la même région socio-sanitaire ont tendance à se ressembler plus que les personnes qui vivent dans différentes régions. L'objectif principal des études à niveaux multiples est de dissocier les ressemblances pour mieux comprendre l'effet de ces influences communes. Ces ressemblances au sein des régions posent des problèmes analytiques dans le cas des analyses statistiques conventionnelles. Les modèles à niveaux multiples sont précisément conçus pour étudier des personnes « semblables » qui vivent dans des endroits « semblables ».

la région géographique en plus des caractéristiques des personnes qui y habitent (voir *Méthodologie et Limites*).

État de santé général des personnes

Selon les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, de 2000-2001 (ESCC) (tableau 1), 22,8 % de la population canadienne âgée de 18 ans et plus fait un usage quotidien du tabac, 14,3 % est obèse, 21,3 % s'adonne à une activité physique moins de quatre fois par mois et 12,8 % déclare avoir une santé passable ou mauvaise (voir *Définitions* en annexe). La proportion des personnes qui se sont dites en mauvaise santé ou passablement en santé selon la région socio-sanitaire varie du

pourcentage le plus faible, soit 6,8 % à Headwaters Regional Health Authority en Alberta, au pourcentage le plus élevé, soit 22,3 % dans la région 5 (Campbellton) au Nouveau-Brunswick et à Parkland au Manitoba (voir le tableau A en annexe).

Qui a une santé passable ou mauvaise?

En général, les Canadiens déclaraient un état de santé passable ou mauvais suivant des tendances évidentes selon l'âge, le sexe, le niveau de scolarité et le revenu du ménage. Le tableau 2 montre les proportions de personnes qui estiment avoir une santé passable ou mauvaise en fonction d'une série de facteurs personnels pris séparément. Le tableau 3 présente les cotes relatives de se déclarer en mauvaise santé

Tableau 1
Caractéristiques déclarées en pourcentage du total des Canadiens âgés de 18 ans et plus

| | Pourcentage |
|-------------------------------------|-------------|
| Autoévaluation de la santé | |
| Passable/mauvaise | 12,8 |
| Excellente/très bonne/bonne | 87,2 |
| Caractéristiques | |
| Âge | |
| 18 à 29 | 21,2 |
| 30 à 44† | 32,0 |
| 45 à 64 | 31,2 |
| 65 ans et plus | 15,6 |
| Sexe | |
| Femmes† | 51,0 |
| Hommes | 49,0 |
| Niveau de scolarité | |
| Pas de diplôme d'études secondaires | 22,4 |
| Diplôme d'études secondaires | 20,2 |
| Études postsecondaires† | 8,7 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 47,7 |
| Catégorie de revenu‡ | |
| Inférieure | 3,5 |
| Moyenne-inférieure | 6,8 |
| Moyenne | 19,8 |
| Moyenne-supérieure† | 32,0 |
| Supérieure | 27,7 |
| Usage du tabac | |
| Ne fume pas† | 72,7 |
| Fume quotidiennement | 22,8 |
| Fume occasionnellement | 4,4 |
| Obésité‡ | |
| Obèse | 14,3 |
| Non-obèse† | 83,0 |
| Activité physique | |
| Exercice peu fréquent | 21,3 |
| Exercice fréquent† | 71,0 |

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

Nota : Dans ce tableau, des variables identifiant les données manquantes pour certains enregistrements sont incluses de manière à conserver ces personnes dans les analyses et à contrôler les biais éventuels attribuables aux données manquantes.

† Catégorie servant à illustrer le groupe de référence dans les modèles.

‡ Voir les définitions qui figurent dans l'annexe.

Tableau 2
Proportion des Canadiens âgés de 18 ans et plus dont la santé est jugée passable ou mauvaise

| Caractéristiques | Proportion |
|-------------------------------------|------------|
| | % |
| Âge | |
| 18 à 29 | 5,1 |
| 30 à 44† | 7,3 |
| 45 à 64 | 15,1 |
| 65 ans et plus | 29,7 |
| Sexe | |
| Femmes† | 13,5 |
| Hommes | 12,0 |
| Niveau de scolarité | |
| Pas de diplôme d'études secondaires | 25,8 |
| Diplôme d'études secondaires | 10,9 |
| Études postsecondaires† | 9,3 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 7,9 |
| Données manquantes | 18,6 |
| Catégorie de revenu‡ | |
| Inférieure | 27,6 |
| Moyenne-inférieure | 26,6 |
| Moyenne | 18,3 |
| Moyenne-supérieure† | 10,2 |
| Supérieure | 5,7 |
| Données manquantes | 15,2 |
| Usage du tabac | |
| Ne fume pas† | 12,0 |
| Fume quotidiennement | 15,8 |
| Fume occasionnellement | 8,8 |
| Obésité‡ | |
| Obèse | 20,7 |
| Non-obèse† | 11,4 |
| Données manquantes | 13,0 |
| Activité physique | |
| Exercice peu fréquent | 22,8 |
| Exercice fréquent† | 9,3 |
| Données manquantes | 16,9 |

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

Nota : Dans ce tableau, des variables identifiant les données manquantes pour certains enregistrements sont incluses de manière à conserver ces personnes dans les analyses et à contrôler les biais éventuels attribuables aux données manquantes.

† Catégorie servant à illustrer le groupe de référence dans les modèles.

‡ Voir les définitions qui figurent dans l'annexe.

ou passablement en santé, pour chacun des facteurs personnels corrigé pour tous les autres.

Les Canadiens âgés ont déclaré plus souvent que les jeunes Canadiens avoir une santé passable ou mauvaise. Par ailleurs, on observe que les personnes âgées de plus de 45 ans déclarent en beaucoup plus grande proportion avoir une santé passable ou mauvaise, comparativement aux personnes plus

Tableau 3

Rapports de cotes ajustés pour la santé passable ou mauvaise selon les caractéristiques personnelles et les caractéristiques de la région socio-sanitaire comparativement à la catégorie de référence

| Caractéristiques | Modèle individuel | | Modèle final | |
|----------------------------------|-------------------|---------------------------------|------------------|---------------------------------|
| | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 95 % | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 95 % |
| Âge | | | | |
| 18 à 29 | 0,67 | 0,63 - 0,72 | 0,67 | 0,63 - 0,72 |
| 30 à 44† | 1,00 | ... | 1,00 | ... |
| 45 à 64 | 2,16 | 2,05 - 2,27 | 2,16 | 2,05 - 2,27 |
| 65 ans et plus | 3,85 | 3,63 - 4,07 | 3,84 | 3,63 - 4,06 |
| Sexe | | | | |
| Femmes‡ | 1,00 | ... | 1,00 | ... |
| Hommes | 1,06 | 1,02 - 1,10 | 1,06 | 1,02 - 1,10 |
| Niveau de scolarité | | | | |
| Pas de diplôme | | | | |
| d'études secondaires | 1,44 | 1,34 - 1,56 | 1,45 | 1,34 - 1,57 |
| Diplôme d'études secondaires | 0,90 | 0,83 - 0,98 | 0,90 | 0,83 - 0,98 |
| Études postsecondaires‡ | 1,00 | ... | 1,00 | ... |
| Diplôme d'études postsecondaires | 0,80 | 0,74 - 0,87 | 0,80 | 0,74 - 0,87 |
| Catégorie de revenu‡ | | | | |
| Inférieure | 3,07 | 2,82 - 3,34 | 3,07 | 2,83 - 3,34 |
| Moyenne-inférieure | 2,38 | 2,23 - 2,54 | 2,38 | 2,23 - 2,54 |
| Moyenne | 1,53 | 1,45 - 1,60 | 1,53 | 1,45 - 1,61 |
| Moyenne-supérieure† | 1,00 | ... | 1,00 | ... |
| Supérieure | 0,65 | 0,61 - 0,70 | 0,65 | 0,61 - 0,69 |
| Usage du tabac | | | | |
| Ne fume pas† | 1,00 | ... | 1,00 | ... |
| Fume quotidiennement | 1,53 | 1,46 - 1,60 | 1,53 | 1,46 - 1,60 |
| Fume occasionnellement | 1,10* | 0,99 - 1,22 | 1,10* | 0,99 - 1,22 |
| Obésité | | | | |
| Obèse | 1,74 | 1,66 - 1,82 | 1,74 | 1,67 - 1,82 |
| Non-obèse† | 1,00 | ... | 1,00 | ... |
| Activité physique | | | | |
| Exercice peu fréquent | 2,10 | 2,01 - 2,19 | 2,10 | 2,02 - 2,19 |
| Exercice fréquent† | 1,00 | ... | 1,00 | ... |
| Facteur synthétique§ | | | | |
| Éloignée | | | 0,96* | 0,92 - 1,01 |
| Prospère | | | 1,06 | 1,01 - 1,10 |
| Cosmopolite | | | 1,00* | 0,96 - 1,04 |
| Désavantagée | | | 1,04* | 1,00 - 1,08 |

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

† Catégorie servant à illustrer le groupe de référence dans les modèles.

‡ Voir les définitions qui figurent dans l'annexe.

§ Les cotes varient quand le facteur est accru d'un écart-type.

* Valeur qui ne s'écarte pas de manière significative de celle du groupe de référence.

... N'ayant pas lieu de figurer.

jeunes qu'elles. Selon les probabilités, par rapport aux personnes appartenant au groupe d'âge de référence (âgées de 30 à 44 ans), les Canadiens âgés de 45 à 64 ans étaient deux fois plus susceptibles de déclarer avoir une santé passable ou mauvaise, tandis que les personnes âgées de 65 ans ou plus étaient près de quatre fois plus susceptibles de le faire.

Bien que les femmes aient déclaré plus souvent que les hommes avoir une santé passable ou mauvaise, une fois les autres facteurs (p. ex., l'âge) pris en compte, elles sont légèrement moins susceptibles que les hommes de juger leur santé passable ou mauvaise (tableau 3). Moins les personnes sont scolarisées et moins le revenu de leur ménage est élevé, plus il est probable qu'elles se disent en mauvaise santé ou passablement en santé. Quant au niveau de scolarité et au revenu, moins ils étaient élevés et plus les probabilités étaient grandes que les personnes déclarent avoir une santé passable ou mauvaise (à l'exception des personnes ayant obtenu un diplôme d'études secondaires, tel qu'indiqué au tableau 3). En outre, les personnes dans la catégorie de revenu inférieure avaient cinq fois plus de chance de déclarer avoir une santé passable ou mauvaise que les personnes se situant dans la catégorie de revenu supérieure (après le contrôle d'autres facteurs comme l'âge et le sexe, tableau 3). Comme on pouvait s'y attendre, les personnes qui font usage du tabac tous les jours, qui sont obèses ou qui font peu souvent de l'exercice ont déclaré plus souvent que les autres avoir une santé passable ou mauvaise. Les fumeurs quotidiens étaient 1,5 fois plus susceptibles que les non-fumeurs de se dire en mauvaise santé ou passablement en santé. Les personnes obèses étaient aussi beaucoup plus susceptibles que les personnes non obèses de déclarer avoir une santé passable ou mauvaise. De même, les personnes qui faisaient rarement de l'exercice étaient deux fois plus susceptibles que les personnes qui en faisaient plus fréquemment de déclarer avoir une santé passable ou mauvaise. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus précédemment dans le contexte d'autres études canadiennes^{15,16}.

Quelle est l'incidence du contexte socioéconomique sur la santé?

Pour étudier le rôle du contexte socioéconomique, une série de 21 variables démographiques et socioéconomiques a été construite pour 136 régions socio-sanitaires au Canada, d'après les données du Recensement de 1996 et de la Division de la géographie de Statistique Canada (voir *Définitions* en annexe). Comme plusieurs de ces variables étaient

fortement corrélées entre-elles, une analyse factorielle a permis de réduire ce nombre à quelques facteurs sommaires ou synthétiques du milieu social. L'analyse a permis de ramener le nombre de ces facteurs à quatre. Ils correspondent aux catégories et descriptions sommaires suivantes : « éloignée » — correspondant au degré d'éloignement par rapport aux grands centres urbains; « prospère » — correspondant au degré de prospérité économique; « cosmopolite » — correspondant au degré d'urbanisation et de diversité ethnique; « désavantagée » — correspondant au degré de désavantage social et économique.

Les cotes, figurant dans la colonne de droite du tableau 3, comprennent à la fois les variables au niveau de la personne et les quatre facteurs synthétiques à l'échelle de la région socio-sanitaire. Une fois pris en compte les effets de la composition de la population et les facteurs de risque sur la santé des personnes, les quatre facteurs synthétiques n'avaient en général aucune incidence significative. On observe un lien relativement faible à l'égard d'un des facteurs du milieu social, le facteur « prospère ». Dans ce cas, la cote est multipliée par 1,06 pour chaque augmentation d'un écart-type de la moyenne. Cette relation faible mais significative va à l'encontre des données épidémiologiques qui établissent un lien entre une grande prospérité économique et une meilleure santé¹⁷, et mérite d'être étudiée plus en profondeur.

Cette faible association s'est caractérisée par une réduction des différences dans les proportions des personnes qui jugent leur santé passable ou mauvaise comparativement à la moyenne nationale, une fois les caractéristiques des individus prises en compte (voir *Méthodologie*).

Pour replacer ces résultats en contexte, il ne faut pas oublier que dans l'ensemble, l'étendue non corrigée des proportions par région socio-sanitaire des personnes qui se disent en mauvaise santé ou passablement en santé s'élevait à 15,5 %. Cette étendue est représentée sous forme graphique sur la carte, *Autoévaluation de la santé par région socio-sanitaire 2000-01* (Carte 1), à la fin de la publication, et dans la colonne « non corrigé » au tableau A en annexe.

Sur la carte, les régions socio-sanitaires en rouge comptent une proportion supérieure de personnes qui déclarent une santé passable ou mauvaise et les régions socio-sanitaires en bleu sont celles dont la proportion est inférieure. En outre, plus la couleur est foncée, plus l'écart est grand entre la moyenne nationale et la proportion des personnes qui se disent en mauvaise santé ou passablement en santé dans la région en cause.

Ces chiffres « non corrigés » peuvent toutefois être trompeurs. Prenons, par exemple, la caractéristique de l'âge : on sait que les personnes âgées sont plus susceptibles que les autres de juger leur santé passable ou mauvaise; or certaines régions se composent de populations plus vieilles ou plus jeunes que la moyenne nationale. En tenant compte de ces différences dans la composition de la population des régions, on obtient une étendue légèrement plus petite qui correspond à 14,4 %, comme il est indiqué sur la carte, *Autoévaluation de la santé par région socio-sanitaire 2000-01* (Carte 2), à la fin de la publication, et dans la colonne des « taux normalisés selon âge » au tableau A en annexe.

À la troisième étape, on a tenu compte des effets des caractéristiques sociodémographiques au niveau de l'individu et des facteurs de risque liés à la santé (voir la colonne de gauche du tableau 3). Résultat : l'étendue, d'une région socio-sanitaire à l'autre au Canada, a diminué de plus du tiers, s'établissant à 9,2 %. L'inclusion des quatre variables synthétiques du milieu social (le passage du modèle « individuel » au modèle « final » au tableau 3) n'a pas influé de manière significative sur l'étendue des proportions estimées.

En passant de la carte 1 à la carte 2, on ne voit pas beaucoup de changements, sauf dans le Nunavut et à Swift Current en Saskatchewan. Cela est conforme à l'observation ci-dessus selon laquelle les taux normalisés selon âge n'ont réduit que légèrement l'étendue des proportions des personnes qui déclarent avoir une santé passable ou mauvaise, passant de 15,5 % à 14,4 %. Cependant, si on compare les cartes 2 et 3, on observe une baisse plus substantielle des fluctuations entre les régions socio-sanitaires. Par exemple, les régions socio-sanitaires où l'on constate les plus fortes diminutions quant aux proportions de déclaration de santé passable ou mauvaise sont situées dans les territoires, les régions nordiques des Prairies et, dans une certaine mesure, dans les provinces de l'Atlantique. La région de North Shore, en Colombie-Britannique, est la seule où l'on constate une augmentation importante. Le taux normalisé selon l'âge, de santé passable ou mauvaise pour cette région était le plus faible; toutefois, ce taux aurait été près de celui de la moyenne nationale si les caractéristiques ayant trait au revenu et au niveau de scolarité ainsi que les facteurs de risque liés à la santé des habitants de cette région avaient été les mêmes que pour le reste du pays (voir le tableau A en annexe).

Avant tout, les éléments de comparaison entre les cartes, qui sont exposés en détail au tableau A en annexe, laissent entendre qu'une grande portion des fluctuations interrégionales observées dans

l'autoévaluation de l'état de santé peut être attribuable à la diversité de la composition des personnes qui vivent dans chacune de ces régions pour ce qui est de leurs caractéristiques socioéconomiques (revenu et niveau de scolarité) et des facteurs de risque liés à la santé (usage du tabac, obésité et activité physique). Il n'en demeure pas moins que la carte, *Autoévaluation de la santé par région socio-sanitaire 2000-01* (Carte 3), à la fin de la publication, et la dernière colonne au tableau A en annexe montrent toujours des variations.

Dans l'ensemble, ces constatations laissent supposer que ce sont les facteurs personnels qui expliquent en grande partie les différences entre les régions socio-sanitaires pour ce qui est de la proportion de personnes jugeant leur santé passable ou mauvaise. En comparaison, l'influence des facteurs du milieu social (lesquels sont définis en annexe) sur les personnes qui se disent en mauvaise santé ou passablement en santé était relativement faible.

Conclusion

Ces résultats laissent entendre que les caractéristiques personnelles sont fortement associées à l'autoévaluation d'une santé passable ou mauvaise alors que le contexte social de la région y compterait pour peu.

De nombreuses hypothèses peuvent expliquer l'influence relativement faible du contexte social des régions socio-sanitaires sur les différences observées dans l'état de santé des personnes. Il se peut très bien qu'un certain nombre de programmes fédéraux et provinciaux, comme le régime de soins de santé universel, le régime d'assurance-emploi, le régime de la sécurité de la vieillesse, conçus pour remédier aux disparités sociales, atténuent les effets du contexte social de la région. Il se peut aussi que l'unité géographique utilisée dans l'analyse, la région socio-sanitaire, ne soit pas l'unité qui convienne le mieux pour représenter les expériences des personnes dans le contexte social. Par exemple, des régions socio-sanitaires métropolitaines, comme Toronto et Montréal, comportent différentes structures sociales, de sorte que pour la plupart des personnes, une unité géographique plus petite comme un « quartier » conviendrait mieux. Les différences entre les régions socio-sanitaires peuvent également être attribuables à des variables régionales autres que le contexte social, tel qu'on l'a mesuré dans la présente analyse. Le capital social est un concept qui renvoie à la qualité globale des relations sociales au sein d'une collectivité. On estime que ce concept permet

d'expliquer grandement la fluctuation de l'état de santé entre les secteurs géographiques^{16,21}.

Il est intéressant de souligner que dans le contexte d'une analyse approfondie (dont les données ne sont pas présentées), on a examiné plusieurs caractéristiques du régime de soins de santé, en particulier le nombre de lits dans les hôpitaux, d'omnipraticiens, de spécialistes et de médecins par habitant. Aucune de ces variables n'a été statistiquement significative dans le contexte d'une analyse de régression à niveaux multiples. Autrement dit, il ne semble pas que la disponibilité de ce type de services de soins de santé explique les fluctuations d'une région à l'autre ou influe sur les différences observées dans l'état de santé des personnes.

Les études canadiennes n'ont pas montré que le milieu social influait sur l'état de santé des personnes aussi fortement que ne l'ont fait les études menées aux États-Unis et au Royaume-Uni. Cette constatation s'explique peut-être par le fait que les politiques sociales et les politiques en matière de santé qu'applique déjà le Canada aient permis d'atténuer avec une certaine efficacité les inégalités sur le plan de la santé, du moins à l'échelle régionale. Il n'en demeure pas moins que, conformément à de nombreuses autres études, la présente analyse soutient l'importance fondamentale des conditions socioéconomiques des personnes et des principaux facteurs de risque liés à la santé pour rendre compte des variations dans l'état de santé des personnes. Et même si l'influence des facteurs liés à la région socio-sanitaire était faible, bon nombre des stratégies qui portent sur ces vastes déterminants de la santé seraient plus efficaces au niveau de la région socio-sanitaire^{22,23}.

Remerciements

Les auteurs voudraient remercier Maria Glieca pour la création des cartes et Kathy White pour son aide à la révision.

Références

1. Barnett E, Casper M. A definition of "social environment" [letter]. *American Journal of Public Health* 2001; 91: 465.
2. Yen IH, Syme SL. The social environment and health: a discussion of the epidemiologic literature. *Annual Review of Public Health* 1999; 20: 287-308.
3. MacIntyre S, Maclver S, Sooman A. Area, class and health: Should we be focusing on places or people? *Journal of Social Policy* 1993; 22: 213-34.
4. Goldstein H, Rasbash J, Plewis I, et al. *A user's guide to MLwiN*. London, UK: Multi-level Models Project, Institute of Education, University of London, 1998.
5. Mayer F, Ross NA, Berthelot J-M, Wilkins R. Espérance de vie sans incapacité selon la région socio-sanitaire. *Rapports sur la santé*, 13(4), 2002, p. 49-60, (Statistique Canada, no 82-003 au catalogue): 53-66.
6. Taylor SE, Repetti RL. Health psychology: What is an unhealthy environment and how does it get under the skin? *Annual Review of Psychology* 1997; 48: 411-47.
7. Schwartz S, Diez-Roux R. Commentary: causes of incidence and causes of cases—a Durkheimian perspective on Rose. *International Journal of Epidemiology* 2001; 30: 435-9.
8. Leventhal T, Brooks-Gunn J. The neighbourhoods they live in: the effects of neighbourhood residence on child outcomes. *Psychological Bulletin* 2000; 126: 309-38.
9. Tremblay S, Ross NA, Berthelot J-M. Facteurs qui influent sur le rendement des élèves de 3e année en Ontario: une analyse à niveaux multiples. *Revue trimestrielle de l'éducation*, 7(4), 2001, p. 27-39, (Statistique Canada, no 81-003 au catalogue).
10. Pickett KE, Pearl M. Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. *Journal of Epidemiology and Community Health* 2001; 55: 111-22.
11. Boyle MH, Willms JD. Place effects for areas defined by administrative boundaries. *American Journal of Epidemiology* 1999; 149: 577-85.
12. Pampalon R, Duncan C, Subramanian SV, Jones K. Geographies of health perception in Quebec: a multilevel perspective. *Social Science and Medicine* 1999; 48: 1483-90.
13. Veugelers PJ, Yip AM, Kephart G. Proximate and contextual socioeconomic determinants of mortality: multilevel approaches in a setting with universal health care coverage. *American Journal of Epidemiology* 2001; 154: 725-32.
14. Statistique Canada. *Indicateurs de la santé*, 2002, (Statistique Canada, no 82-221-XIE au catalogue). Disponible au site <http://www.statcan.ca>. Accès le 8 mai, 2002.
15. Shields M, Shoostari S. Déterminants de l'autoévaluation de la santé. *Rapports sur la santé*, 13(1), 2001, p. 39-63, (Statistique Canada, no 82-003 au catalogue).
16. Ross NA. Appartenance à la collectivité et santé. *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 35-42, (Statistique Canada, no 82-003 au catalogue).
17. Evans R, Barer M, et al. *Why Are Some people Healthy and Others Not?* New York: Aldine deGruyter, 1994.
18. Diez-Roux A-V. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. *American Journal of Public Health* 1998; 88: 216-22.
19. Aitkin MA, Longford NT. Statistical modeling issues in school effectiveness studies. *Journal of the Royal Statistical Society A* 1986; 149: 1-43.
20. Goldstein H. *Multilevel statistical models*. London: Kendall's Library of Statistics 3, 1995.
21. Kawachi I. Social Capital and Community Effects on Population and Individual Health. In *Socioeconomic Status and Health in Industrial Nations: Social, Psychological, and Biological Pathways*. Adler NE, Marmot M, McEwen BS, Stewart J, Eds.: Annals of the New York Academy of Sciences Volume 896, New York, 1999.
22. Rose G. Sick individuals and sick populations. *International Journal of Epidemiology* 1985; 14: 32-8.
23. Starfield B. Basic concepts in population health and health care. *Journal of Epidemiology and Community Health* 2001; 55: 452-4.
24. Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior* 1997; 38(1): 21-37.
25. Kaplan GA, Goldberg DE, Everson SA, et al. Perceived health status and morbidity and mortality: evidence from the Kuopio Ischaemic Heart Disease Risk Factor Study. *International Journal of Epidemiology* 1996; 25(2): 259-65.
26. Brazier JE, Harper R, Jones NMB, et al. Validating the SF-36 Health Survey Questionnaire: new outcome measure for primary care. *British Medical Journal* 1992; 305: 160-4.

Annexe

Tableau A
Proportion de Canadiens âgés de 18 ans ou plus jugeant leur santé passable ou mauvaise

| Région socio-sanitaire | | Taille | | Proportion des personnes jugeant leur santé passable ou mauvaise | | |
|------------------------|---|-------------|----------------------------------|--|--------------------------------|--|
| | | Échantillon | Population de 1996 (en milliers) | Taux non corrigé (%) | Taux normalisé selon l'âge (%) | Taux corrigé selon les caractéristiques personnelles (%) |
| Code | Nom | | | | | |
| 1001 | TN-Health and Community Services St John's Region | 804 | 187 | 12,6 | 13,0 | 12,0 |
| 1002 | TN-Health and Community Services Eastern Region | 707 | 125 | 14,3 | 14,5 | 9,9 |
| 1003 | TN-Health and Community Services Central Region | 604 | 113 | 14,3 | 13,7 | 10,5 |
| 1004 | TN-Health and Community Services Western Region | 549 | 93 | 13,5 | 13,4 | 10,1 |
| 1005 | TN-GreTNell Regional Health Services Board | 296 | 18 | 13,5 | 13,9 | 10,6 |
| 1006 | TN-Health Labrador Corporation | 437 | 26 | 12,1 | 14,5 | 11,3 |
| 1101 | ÎPÉ-Urban | 1 294 | 63 | 13,6 | 13,5 | 13,1 |
| 1102 | ÎPÉ-Rural | 2 081 | 72 | 12,8 | 12,4 | 11,3 |
| 1201 | NÉ-Zone 1 (Yarmouth/South Shore) | 865 | 128 | 19,3 | 17,7 | 14,6 |
| 1202 | NÉ-Zone 2 (Kentville) | 657 | 83 | 15,6 | 14,7 | 14,1 |
| 1203 | NÉ-Zone 3 (Truro) | 701 | 106 | 17,4 | 16,6 | 14,3 |
| 1204 | NÉ-Zone 4 (New Glasgow) | 604 | 100 | 16,6 | 15,6 | 13,4 |
| 1205 | NÉ-Zone 5 (Cape Breton) | 728 | 143 | 17,8 | 16,2 | 13,1 |
| 1206 | NÉ-Zone 6 (Halifax) | 1 182 | 371 | 12,8 | 13,4 | 14,0 |
| 1301 | NB-Region 1 (Moncton) | 893 | 183 | 17,0 | 16,7 | 14,8 |
| 1302 | NB-Region 2 (Saint John) | 801 | 178 | 14,5 | 14,1 | 13,1 |
| 1303 | NB-Region 3 (Fredericton) | 798 | 165 | 16,2 | 16,2 | 13,4 |
| 1304 | NB-Region 4 (Edmunston) | 507 | 55 | 21,9 | 21,5 | 17,7 |
| 1305 | NB-Region 5 (Campbellton) | 436 | 33 | 22,3 | 21,6 | 16,1 |
| 1306 | NB-Region 6 (Bathurst) | 606 | 89 | 18,0 | 18,0 | 13,2 |
| 1307 | NB-Region 7 (Miramichi) | 438 | 50 | 20,1 | 19,5 | 15,1 |
| 2401 | QC-Région du Bas-Saint-Laurent | 1 025 | 209 | 13,8 | 13,1 | 10,1 |
| 2402 | QC-Région du Saguenay - Lac-Saint-Jean | 1 005 | 291 | 9,7 | 9,9 | 9,9 |
| 2403 | QC-Région de Québec | 1 552 | 645 | 9,5 | 9,2 | 8,9 |
| 2404 | QC-Région de la Mauricie-Centre-du-Québec | 1 488 | 484 | 12,2 | 11,6 | 10,5 |
| 2405 | QC-Région de l'Estrie | 1 054 | 283 | 12,1 | 11,7 | 10,1 |
| 2406 | QC-Région de Montréal-Centre | 2 495 | 1808 | 12,3 | 11,9 | 10,8 |
| 2407 | QC-Région de l'Outaouais | 1 061 | 313 | 15,8 | 16,3 | 14,1 |
| 2408 | QC-Région de l'Abitibi-Témiscaminque | 1 107 | 157 | 13,8 | 14,3 | 11,9 |
| 2409 | QC-Région de la Côte-Nord | 977 | 105 | 13,4 | 13,6 | 12,4 |
| 2410 | QC-Région du Nord-du-Québec | 611 | 19 | 8,4 | 11,1 | 11,3 |
| 2411 | QC-Région de la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine | 1 081 | 107 | 15,3 | 14,4 | 11,0 |
| 2412 | QC-Région de la Chaudière-Appalaches | 1 289 | 387 | 11,0 | 10,9 | 9,7 |
| 2413 | QC-Région de Laval | 965 | 336 | 10,5 | 10,3 | 11,4 |
| 2414 | QC-Région de Lanaudière | 1 341 | 382 | 11,7 | 11,8 | 11,2 |
| 2415 | QC-Région des Laurentides | 1 282 | 441 | 9,5 | 9,5 | 10,0 |
| 2416 | QC-Région de la Montérégie | 2 216 | 1287 | 11,8 | 11,9 | 10,4 |
| 3526 | ON-Algoma | 731 | 130 | 19,3 | 18,2 | 15,5 |
| 3527 | ON-Brant | 689 | 123 | 12,5 | 12,4 | 13,2 |
| 3530 | ON-Durham | 1 236 | 473 | 11,9 | 12,6 | 15,5 |
| 3531 | ON-Elgin-St Thomas | 671 | 81 | 12,2 | 12,0 | 12,5 |
| 3533 | ON-Bruce-Grey-Owen Sound | 782 | 158 | 15,3 | 13,8 | 13,4 |
| 3534 | ON-Haldimand-Norfolk | 642 | 106 | 17,1 | 16,7 | 14,7 |
| 3535 | ON-Haliburton | 883 | 162 | 14,4 | 13,1 | 12,9 |
| 3536 | ON-Halton | 1 148 | 350 | 8,9 | 9,0 | 12,0 |
| 3537 | ON-Hamilton-Wentworth | 1 176 | 482 | 16,0 | 15,7 | 15,8 |
| 3538 | ON-Hastings and Prince Edward | 831 | 157 | 13,5 | 12,8 | 12,3 |
| 3539 | ON-Huron | 480 | 62 | 13,5 | 12,3 | 13,2 |
| 3540 | ON-Kent-Chatham | 951 | 113 | 12,4 | 12,0 | 11,7 |
| 3541 | ON-Kingston | 852 | 181 | 12,2 | 11,6 | 13,0 |
| 3542 | ON-Lambton | 773 | 133 | 15,7 | 15,3 | 14,5 |

| Région socio-sanitaire | | Taille | | Proportion des personnes jugeant leur santé passable ou mauvaise | | |
|------------------------|---|-------------|----------------------------------|--|--------------------------------|--|
| | | Échantillon | Population de 1996 (en milliers) | Taux non corrigé (%) | Taux normalisé selon l'âge (%) | Taux corrigé selon les caractéristiques personnelles (%) |
| Code | Nom | | | | | |
| 3543 | ON-Leeds | 821 | 160 | 13,7 | 12,9 | 13,5 |
| 3544 | ON-Middlesex-London | 1 149 | 404 | 10,9 | 11,1 | 12,2 |
| 3545 | ON-Muskoka-Parry Sound | 710 | 81 | 14,7 | 12,6 | 12,4 |
| 3546 | ON-Niagara | 1 149 | 415 | 13,4 | 12,4 | 13,4 |
| 3547 | ON-North Bay | 903 | 96 | 17,2 | 16,6 | 15,4 |
| 3549 | ON-Northwestern | 650 | 84 | 14,4 | 13,9 | 14,6 |
| 3551 | ON-Ottawa Carleton | 1 728 | 743 | 11,6 | 12,0 | 14,4 |
| 3552 | ON-Oxford | 638 | 100 | 10,1 | 9,8 | 11,9 |
| 3553 | ON-Peel | 1 655 | 882 | 10,3 | 11,5 | 13,8 |
| 3554 | ON-Perth | 654 | 74 | 12,0 | 11,6 | 12,3 |
| 3555 | ON-Peterborough | 801 | 127 | 14,1 | 12,6 | 14,2 |
| 3556 | ON-Porcupine | 696 | 100 | 19,5 | 19,7 | 16,7 |
| 3557 | ON-Renfrew | 650 | 101 | 18,0 | 17,1 | 15,2 |
| 3558 | ON-Eastern Ontario | 881 | 192 | 13,2 | 13,0 | 12,8 |
| 3560 | ON-Simcoe | 1183 | 340 | 13,8 | 13,4 | 14,3 |
| 3561 | ON-Sudbury | 889 | 208 | 17,8 | 17,4 | 16,0 |
| 3562 | ON-Thunder Bay | 859 | 167 | 16,0 | 15,8 | 15,9 |
| 3563 | ON-Timiskaming | 460 | 40 | 18,1 | 16,9 | 15,1 |
| 3565 | ON-Waterloo | 1 177 | 418 | 12,5 | 13,2 | 13,4 |
| 3566 | ON-Wellington-Dufferin-Guelph | 1 041 | 224 | 9,9 | 10,2 | 11,5 |
| 3568 | ON-Windsor-Essex | 1 128 | 361 | 16,2 | 16,5 | 16,4 |
| 3570 | ON-York | 1 509 | 612 | 10,5 | 11,2 | 13,4 |
| 3595 | ON-City of Toronto | 2 295 | 2463 | 13,4 | 13,4 | 14,9 |
| 4610 | MB-Winnipeg | 1 878 | 640 | 12,9 | 12,7 | 12,0 |
| 4615 | MB-Brandon | 612 | 47 | 14,0 | 13,6 | 13,0 |
| 4620 | MB-North Eastman | 458 | 38 | 14,3 | 13,0 | 14,4 |
| 4625 | MB-South Eastman | 669 | 52 | 12,1 | 12,8 | 12,0 |
| 4630 | MB-Interlake | 667 | 75 | 14,5 | 13,3 | 13,0 |
| 4640 | MB-Central | 743 | 95 | 11,8 | 11,2 | 11,2 |
| 4650 | MB-Marquette | 571 | 38 | 12,7 | 10,0 | 10,1 |
| 4655 | MB-South Westman | 487 | 35 | 12,0 | 10,7 | 9,7 |
| 4660 | MB-Parkland | 556 | 44 | 22,3 | 19,1 | 14,2 |
| 4670 | MB-Norman | 491 | 24 | 15,2 | 16,2 | 13,7 |
| 4680 | MB-Burntwood+Churchill | 434 | 46 | 9,8 | 16,3 | 12,1 |
| 4701 | SK-Weyburn (A) Service Area | 537 | 59 | 14,4 | 12,6 | 11,9 |
| 4702 | SK-Moose Jaw (B) Service Area | 678 | 59 | 12,5 | 11,2 | 11,6 |
| 4703 | SK-Swift Current (C) Service Area | 432 | 47 | 10,1 | 8,7 | 9,7 |
| 4704 | SK-Regina (D) Service Area | 1 039 | 246 | 13,4 | 13,1 | 12,7 |
| 4705 | SK-Yorkton (E) Service Area | 559 | 62 | 21,1 | 17,0 | 14,2 |
| 4706 | SK-Saskatoon (F) Service Area | 1 140 | 279 | 12,6 | 12,7 | 13,1 |
| 4707 | SK-Rosetown (G) Service Area | 445 | 48 | 12,4 | 11,7 | 10,6 |
| 4708 | SK-Melfort (H) Service Area | 691 | 44 | 15,6 | 13,5 | 10,8 |
| 4709 | SK-Prince Albert (I) Service Area | 585 | 76 | 15,4 | 14,1 | 11,6 |
| 4710 | SK-North Battleford (J) Service Area | 660 | 68 | 13,6 | 13,1 | 12,5 |
| 4711 | SK-Northern Health Services Branch (K) Svc Area | 379 | 32 | 13,1 | 16,3 | 13,2 |
| 4801 | AB-Chinook Regional Health Authority | 808 | 145 | 13,2 | 13,6 | 12,9 |
| 4802 | AB-Palliser Regional Health Authority | 652 | 87 | 10,5 | 10,3 | 10,8 |
| 4803 | AB-Headwaters Regional Health Authority | 618 | 71 | 6,8 | 7,5 | 9,5 |
| 4804 | AB-Calgary Regional Health Authority | 1 856 | 845 | 9,3 | 10,0 | 11,3 |
| 4805 | AB-Regional Health Authority #5 | 558 | 53 | 10,3 | 10,2 | 12,0 |
| 4806 | AB-David Thompson Regional Health Authority | 856 | 181 | 12,5 | 13,2 | 13,9 |
| 4807 | AB-East Central Regional Health Authority | 701 | 104 | 12,7 | 12,0 | 11,2 |
| 4808 | AB-Westview Regional Health Authority | 562 | 89 | 11,7 | 12,7 | 13,2 |
| 4809 | AB-Crossroads Regional Health Authority | 537 | 39 | 13,9 | 14,4 | 12,2 |
| 4810 | AB-Capital Health Authority | 1 891 | 783 | 12,0 | 12,7 | 13,8 |
| 4811 | AB-Aspen Regional Health Authority | 692 | 88 | 14,6 | 14,8 | 12,8 |
| 4812 | AB-Lakeland Regional Health Authority | 708 | 108 | 12,0 | 12,4 | 11,9 |
| 4813 | AB-Mistahia Regional Health Authority | 711 | 86 | 11,8 | 13,0 | 12,3 |

| Région socio-sanitaire | | Taille | | Proportion des personnes jugeant leur santé passable ou mauvaise | | |
|------------------------|--|----------------|----------------------------------|--|--------------------------------|--|
| | | Échantillon | Population de 1996 (en milliers) | Taux non corrigé (%) | Taux normalisé selon l'âge (%) | Taux corrigé selon les caractéristiques personnelles (%) |
| Code | Nom | | | | | |
| 4814 | AB-Peace Regional Health Authority | 383 | 21 | 13,5 | 15,3 | 12,7 |
| 4815 | AB-Keeweenaw Regional Health Authority | 496 | 24 | 16,4 | 19,3 | 16,5 |
| 4816 | AB-Northern Lights Regional Health Authority | 530 | 37 | 8,4 | 13,7 | 13,4 |
| 4817 | AB-Northwestern Regional Health Authority | 308 | 18 | 16,8 | 18,3 | 13,5 |
| 5901 | CB-East Kootenay | 583 | 79 | 13,3 | 12,9 | 13,2 |
| 5902 | CB-West Kootenay-Boundary | 642 | 82 | 18,5 | 17,3 | 16,3 |
| 5903 | CB-North Okanagan | 822 | 114 | 12,3 | 11,4 | 11,5 |
| 5904 | CB-South Okanagan Similkameen | 955 | 221 | 15,4 | 13,8 | 14,7 |
| 5905 | CB-Thompson | 873 | 130 | 14,8 | 14,7 | 15,0 |
| 5906 | CB-Fraser Valley | 995 | 231 | 15,1 | 14,9 | 15,3 |
| 5907 | CB-South Fraser Valley | 1 272 | 543 | 12,9 | 13,2 | 15,6 |
| 5908 | CB-Simon Fraser | 1 057 | 303 | 12,0 | 12,2 | 14,6 |
| 5909 | CB-Coast Garibaldi | 593 | 73 | 11,0 | 10,7 | 12,6 |
| 5910 | CB-Central Vancouver Island | 960 | 233 | 13,4 | 12,0 | 13,0 |
| 5911 | CB-Upper Island / Central Coast | 669 | 119 | 12,2 | 11,8 | 14,5 |
| 5912 | CB-Cariboo | 611 | 73 | 15,8 | 16,2 | 15,1 |
| 5913 | CB-North West | 567 | 90 | 11,2 | 12,0 | 13,4 |
| 5914 | CB-Peace Liard | 533 | 65 | 10,9 | 12,6 | 13,2 |
| 5915 | CB-Northern Interior | 798 | 129 | 12,3 | 14,5 | 14,6 |
| 5916 | CB-Vancouver | 1 200 | 546 | 13,9 | 14,3 | 15,9 |
| 5917 | CB-Burnaby | 791 | 187 | 13,3 | 13,7 | 15,4 |
| 5918 | CB-North Shore | 767 | 177 | 6,9 | 7,2 | 11,1 |
| 5919 | CB-Richmond | 731 | 155 | 14,2 | 14,4 | 15,4 |
| 5920 | CB-Capital | 1 113 | 332 | 13,3 | 12,2 | 14,2 |
| 6001 | Yukon | 722 | 32 | 10,7 | 11,5 | 13,8 |
| 6101 | Territoires du Nord-Ouest | 865 | 42 | 14,2 | 18,1 | 13,7 |
| 6201 | Nunavut | 578 | 26 | 11,8 | 17,0 | 8,5 |
| Canada | | | | | | |
| | Total | 118 283 | 29 653 | 12,8 | 12,8 | 12,8 |
| | Minimum | 296 | 18 | 6,8 | 7,2 | 8,5 |
| | Maximum | 2 495 | 2 463 | 22,3 | 21,6 | 17,7 |
| | Étendue | 2 199 | 2 445 | 15,5 | 14,4 | 9,2 |

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

Définitions:

Niveau de la personne

Santé passable ou mauvaise : La variable de l'état de santé est établie d'après la question suivante de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes qui mesure l'autoévaluation de l'état de santé : « De façon générale, diriez-vous que votre santé est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? ». Les réponses ont été catégorisées en deux groupes : passable ou mauvaise, d'une part, et excellente, très bonne, ou bonne, d'autre part. L'autoévaluation de la santé est reconnue comme étant un concept très simple à gérer; il s'agit également d'une mesure fiable et valide de la santé et sa capacité prédictive est relativement bonne²⁴⁻²⁶.

Groupe de référence : Dans les études à niveaux multiples, les effets sont habituellement présentés sous forme de probabilités ou d'écart par rapport à un groupe de référence. Dans la présente analyse, le groupe de référence correspond à la catégorie médiane de chaque variable étudiée. Les personnes appartenant au groupe de référence étaient des personnes d'âge moyen (âgées de 30 à 44 ans), des femmes appartenant à la catégorie de revenu moyenne-supérieure ayant fait des études postsecondaires, qui ne fumaient pas, qui n'étaient pas obèses et qui faisaient de l'exercice au moins quatre fois par mois.

Âge : Les répondants étaient regroupés en fonction de quatre groupes d'âge : 18 à 29 ans, 30 à 44 ans, 45 à 64 ans, 65 ans et plus.

Scolarité : Les répondants étaient regroupés selon quatre catégories en fonction du plus haut niveau de scolarité atteint à la fin du premier cycle de l'ESCC : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, certaines études postsecondaires, diplôme d'études postsecondaires.

Revenu du ménage : Le revenu du ménage a été regroupé en cinq catégories définies selon le nombre de personnes qui composent le ménage et le revenu total du ménage de toutes provenances dans les 12 mois précédant l'interview.

| Catégorie de revenu du ménage | Nombre de personnes dans le ménage | Revenu total du ménage |
|-------------------------------|------------------------------------|---|
| Inférieure | 1 à 4 5 ou plus | Moins de 10 000 \$ Moins de 15 000 \$ |
| Moyenne-inférieure | 1 ou 2 3 ou 4 5 ou plus | 10 000 \$ à 14 999 \$ 10 000 \$ à 19 999 \$ 15 000 \$ à 29 999 \$ |
| Moyenne | 1 ou 2 3 ou 4 5 ou plus | 15 000 \$ à 29 999 \$ 20 000 \$ à 39 999 \$ 30 000 \$ à 59 999 \$ |
| Moyenne-supérieure | 1 ou 2 3 ou 4 5 ou plus | 30 000 \$ à 59 999 \$ 40 000 \$ à 79 999 \$ 60 000 \$ à 79 999 \$ |
| Supérieure | 1 ou 2 3 ou plus | 60 000 \$ et plus 80 000 \$ et plus |

Fumeur quotidien : Les répondants étaient considérés comme étant des fumeurs quotidiens s'ils avaient déclaré fumer des cigarettes tous les jours.

Fumeur occasionnel : Les répondants étaient considérés comme des fumeurs occasionnels s'ils avaient déclaré fumer des cigarettes occasionnellement.

Obèse : L'indice de masse corporelle (IMC) est habituellement utilisé pour déterminer si une personne a un poids santé. On calcule l'IMC en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Dans la présente analyse, les personnes qui avaient un IMC de 30 ou plus étaient considérées obèses, conformément à la définition de l'obésité de l'Organisation mondiale de la santé. La mesure de l'obésité est calculée pour la population âgée de 20 ans et plus. Les femmes enceintes ont été exclues du calcul des taux d'obésité.

Personne faisant peu souvent de l'exercice : L'activité physique se fonde sur le nombre de fois que les répondants se sont adonnés à des activités physiques de loisirs durant au moins 15 minutes au cours des trois mois qui ont précédé l'interview. La fréquence mensuelle correspond au nombre de fois au cours des trois derniers mois divisé par 3. Les répondants étaient classés comme personnes faisant peu souvent de l'exercice si le nombre de fois par mois qu'ils faisaient de l'exercice équivalait à trois fois ou moins.

Niveau de la région socio-sanitaire

Région socio-sanitaire : En général, les régions socio-sanitaires correspondent aux zones administratives définies par les autorités provinciales aux fins de la prestation locale des services de santé et des services sociaux. Au moment de la conception de l'ESCC, on comptait 139 régions socio-sanitaires au Canada. Toutefois, dans le cadre de l'ESCC, on ne recueille pas de données pour deux d'entre elles : la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James et la région du Nunavik, toutes deux dans la province de Québec. Par ailleurs, deux régions socio-sanitaires (Burntwood et Churchill, au Manitoba) ont été fusionnées compte tenu de la faible population de Churchill. Le fichier analytique renferme 136 régions socio-sanitaires.

Facteurs synthétiques : Les facteurs synthétiques « éloignée », « prospère », « cosmopolite », et « désavantagée » sont des combinaisons linéaires des 21 variables, chacun représentant un sous-ensemble distinct de ces variables. Les signes entre parenthèses indiquent la direction du lien entre le facteur synthétique et les principales variables démographiques et socioéconomiques à partir desquelles elle est composée.

Éloignée : Facteur synthétique composé de huit variables correspondant au degré d'éloignement des régions socio-sanitaires par rapport aux grands centres urbains.

Rapport hommes-femmes (+) : Nombre total d'hommes dans une région socio-sanitaire particulière en 1996 divisé par le nombre total de femmes.

Population de moins de 15 (+) : Proportion de jeunes de moins de 15 ans.

Inabordabilité du logement (-) : Proportion de ménages qui consacrent plus de 30 % de leur revenu total pour se loger.

Scolarité des 25-54 ans (-) : Proportion de la population âgée de 25 à 54 ans ayant un diplôme, un certificat ou un grade postsecondaire.

Population de 65 ans et plus (-) : Proportion de la population âgée de 65 ans et plus.

ZIM (Zone d'influence des régions métropolitaines) (-) : Proportion de la population qui vit dans une région métropolitaine de recensement (RMR), une agglomération de recensement (AR) ou une collectivité située en-dehors d'une RMR ou d'une AR, mais dont au moins 30 % de la population active occupée se rend dans une RMR ou une AR pour y travailler. Cette variable mesure le

degré d'influence urbaine exercée sur la région socio-sanitaire. Les RMR et les AR sont de grandes zones urbaines auxquelles sont rattachées d'autres régions urbaines et rurales adjacentes présentant un degré important d'intégration économique et sociale avec cette zone urbaine. Les RMR et les AR sont des régions urbaines ayant atteint un certain seuil de population : 100 000 habitants pour les RMR et 10 000 habitants pour les AR.

Autochtones (+) : Proportion d'Autochtones vivant dans un secteur géographique donné exprimée en pourcentage de la population totale.

Nombre de journées sans gel (-) : Le nombre annuel moyen de journées où la température est supérieure à 5 °C.

Prospère : Facteur synthétique composé de cinq variables correspondant au degré de prospérité économique des régions socio-sanitaires.

Transferts gouvernementaux (-) : Paiements en vertu de programmes fédéraux, tels que le Supplément de revenu garanti (SIG), la Sécurité de la vieillesse (SV), le Régime de pensions du Canada et le Régime d'assurance-emploi.

Migration interne (+) : Proportion de la population qui vivait dans une subdivision de recensement (municipalité) différente au moment du recensement précédent (1991). Sont exclus les Canadiens qui vivent dans des ménages à l'extérieur du Canada, comme les membres des Forces canadiennes et les agents gouvernementaux.

Variation démographique (+) : Variation de la taille de la population entre 1995 et 1997 (en pourcentage).

Chômage (-) : Nombre total de chômeurs de 15 ans et plus divisé par le nombre total de personnes de 15 ans et plus faisant partie de la population active.

Revenu moyen (+) : Moyenne des revenus avant impôt de toute provenance y compris les transferts, de la population de 15 ans et plus.

Cosmopolite : Facteur synthétique composé de cinq variables correspondant au degré d'urbanisation et de diversité ethnique des régions socio-sanitaires.

Immigration récente (+) : Proportion de personnes qui sont arrivées au Canada entre 1981 et 1996 dans la population totale d'immigrants.

Densité de population (+) : Nombre d'habitants par kilomètre carré.

Taille de la population (+) : Proportion de la population canadienne qui vit dans une région socio-sanitaire.

Valeur des logements (+) : Valeur moyenne prévue des logements occupés par leur propriétaire, non situés sur une exploitation agricole ou dans une réserve, y compris la valeur du terrain, au moment du Recensement de 1996.

Minorité visible (+) : Proportion de la population appartenant à un groupe de minorité visible exprimée en pourcentage de la population totale.

Désavantagée : Facteur synthétique composé de trois variables correspondant au degré de désavantage social et économique des régions socio-sanitaires.

Égalité du revenu (-) : Proportion du total des revenus des ménages imputable à la moitié (50 %) la moins bien nantie des ménages dans une région géographique donnée (autrement dit, la « part médiane » de revenu). Si l'inégalité est totale, la moitié inférieure reçoit 0 % et la moitié supérieure, 100 % de tous les revenus. Si l'égalité est parfaite, la moitié inférieure de la distribution des ménages selon les revenus reçoit 50 % du total des revenus et la valeur de la part médiane de la région géographique considérée est alors de 0,50. Dans cette étendue allant de 0 à 0,50, les valeurs inférieures de la part médiane traduisent une répartition moins uniforme des revenus.

Familles monoparentales (+) : Proportion de familles dirigées par un parent seul parmi l'ensemble des familles de recensement vivant en logement privé.

Logement occupé par le propriétaire (-) : Proportion de logements privés occupés par leur propriétaire. Les logements visés par les programmes de logements des bandes indiennes et les logements collectifs sont exclus du numérateur et du dénominateur.

Tendances de la mortalité selon le revenu du quartier dans les régions urbaines du Canada de 1971 à 1996

- De 1971 à 1996, l'écart de l'espérance de vie observé entre le quintile le plus riche et le quintile le plus pauvre a diminué de plus d'une année chez les femmes ainsi que chez les hommes.
- L'écart des taux de mortalité infantile entre les quintiles a diminué de 7 pour 1 000 (76 %).
- Le taux de l'excédent des années potentielles de vie perdues avant 75 ans attribuable au revenu du quartier a diminué de 35 %.
- Pour la plupart des causes de décès, les différences de mortalité d'origine socioéconomique ont considérablement diminué au fil du temps. Cependant, pour certaines causes, l'écart n'a presque pas changé et pour quelques-unes, il s'est manifestement accentué.

Résumé

Objectif

Le présent article décrit l'évolution des différences de mortalité selon le revenu au Canada de 1971 à 1996, y compris les tendances pour certaines causes de décès.

Source des données

Les données sur les décès et sur les caractéristiques démographiques des résidents des régions métropolitaines de recensement (RMR) ont été tirées de la Base canadienne de données sur la mortalité et des recensements de la population de 1971, 1986, 1991 et 1996. Les données sur les décès ont ensuite été codées en fonction du secteur de recensement (SR), et les résidents des établissements de santé ont été repérés aux fins de leur exclusion.

Techniques d'analyse

Pour chaque RMR, on a regroupé la population vivant hors établissement et les décès survenus au sein de cette population par quintile de revenu du quartier en se basant sur le pourcentage de la population de leur SR dont le revenu était inférieur au seuil de faible revenu établi par Statistique Canada. On a calculé l'espérance de vie à la naissance, la probabilité de survie jusqu'à 75 ans, les années potentielles de vie perdues (APVP) et l'excédent des APVP avant 75 ans attribuable au revenu du quartier, ainsi que les taux de mortalité par âge et les taux comparatifs de mortalité (TCM) pour les principales causes de décès.

Principaux résultats

De 1971 à 1996, l'écart de l'espérance de vie observé entre le quintile le plus riche et le quintile le plus pauvre dans les régions urbaines du Canada a diminué de plus d'une année, aussi bien chez les femmes que chez les hommes (de 6,3 à 5,0 années chez les hommes et de 2,8 à 1,6 années chez les femmes). La différence de mortalité infantile entre ces quintiles a diminué de 7 pour 1 000 (76 %). Le taux de l'excédent des APVP avant 75 ans attribuable au revenu du quartier a diminué de 35 %. En 1996, les principales causes de décès ayant contribué à l'excédent des APVP étaient les maladies de l'appareil circulatoire, les traumatismes, les tumeurs et les maladies infectieuses. Pour la plupart des causes de décès (notamment la cardiopathie ischémique, la plupart des traumatismes, la cirrhose du foie et les troubles périnataux), les différences de mortalité d'origine socioéconomique ont diminué considérablement au cours du temps. Cependant, pour certaines causes (comme le cancer du poumon, le cancer de la prostate et le suicide chez l'homme, et le cancer du sein chez la femme), la situation n'a pour ainsi dire pas changé, tandis que pour d'autres (le cancer du poumon chez la femme ainsi que les maladies infectieuses, les troubles mentaux et le diabète chez les deux sexes), l'écart s'est franchement accentué.

Conclusions

Étant donné les multiples mécanismes susceptibles de causer les écarts observés, il faudra vraisemblablement combiner des politiques intersectorielles de portée générale et des interventions fortement ciblées, et recueillir de meilleures données sur la nature des inégalités dues à d'autres caractéristiques socioéconomiques que le revenu du quartier afin de continuer à réduire les différences de mortalité entre les groupes socioéconomiques au Canada.

Mots clés

Mortalité infantile, espérance de vie, probabilité de survie, mortalité prématurée, surmortalité, taux comparatif de mortalité, fraction étiologique du risque

Auteurs

Russell Wilkins (1-613-951-5305; wilkrus@statcan.ca), Jean-Marie Berthelot (1-613-951-3760; berthel@statcan.ca) et Edward Ng (1-613-951-5308; ngedwar@statcan.ca) font partie du Groupe d'analyse et de mesure de la santé de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6. Russell Wilkins est également affilié au Département d'épidémiologie et de médecine sociale de l'Université d'Ottawa.

Russell Wilkins, Jean-Marie Berthelot et Edward Ng

La réduction des inégalités socioéconomiques sur le plan de la santé — La santé pour tous — est un objectif explicite de la politique de la santé au Canada^{1 à 3}. Nombre d'études réalisées dans divers pays montrent que la mortalité, toutes causes confondues ou selon certaines causes de décès, est beaucoup plus élevée chez les personnes de faible statut socioéconomique^{4 à 7} que chez celles qui sont plus favorisées. Au Canada, un nombre croissant d'études basées sur des données socioéconomiques sur les particuliers^{8 à 24} ainsi qu'au niveau de petites unités géographiques^{25 à 35} confirment ces tendances.

Sur le plan international, les tendances observées au cours du temps sont contradictoires. Selon certaines études, les différences de mortalité dues aux caractéristiques socioéconomiques s'accroissent^{36 à 41},

Méthodologie

Source des données

Les données sur les décès et sur les caractéristiques démographiques des résidents des régions métropolitaines de recensement (RMR) ont été tirées de la Base canadienne de données sur la mortalité ainsi que des recensements de la population de 1971, 1986, 1991 et 1996. On s'est servi des RMR, qui représentaient environ 60 % de la population du Canada, parce que les quartiers y sont plus clairement définis et que la ségrégation résidentielle selon le revenu est plus prononcée dans les grandes villes que dans les petites villes et les régions rurales.

Les variables pour lesquelles des données sont consignées dans la Base canadienne de données sur la mortalité incluent l'âge, le sexe, l'état matrimonial, le lieu de naissance, la subdivision de recensement (municipalité) du lieu habituel de résidence et la cause de décès. À partir d'enregistrements sur microfilms, d'images optiques et de fichiers électroniques supplémentaires, on a aussi obtenu pour chaque cas de décès des renseignements sur l'adresse de voirie, la ville et le code postal (si ces données étaient disponibles) afin d'établir le secteur de recensement (SR) de résidence. Ces renseignements supplémentaires ont également permis de déterminer si la personne décédée résidait dans un établissement de soins prolongés. Pour 1971, on s'est servi d'un ensemble de données déjà codées selon le SR et pour lesquelles on avait repéré les personnes résidant en établissement de soins prolongés, qui avait été créé par Statistique Canada pour une étude antérieure²⁵ et mémorisé sur bande magnétique.

On s'est servi de l'adresse de voirie figurant sur la déclaration de décès pour attribuer le code du SR du lieu de résidence habituel et repérer les personnes résidant en établissement de soins prolongés (pour plus de renseignements, voir l'encadré *Restrictions et codage selon le secteur de recensement et le quintile*^{48 à 52} et le tableau A en annexe). Les décès de résidents d'établissements de soins prolongés ont été exclus, parce que le niveau de revenu du SR dans lequel un établissement est situé ne correspond pas nécessairement au niveau de revenu de ses résidents. En outre, un petit nombre de décès ont été exclus parce qu'il n'a pas été possible d'attribuer le code du SR, qu'il n'existait pas de données sur le revenu selon le SR ou qu'on ne connaissait pas l'âge ou le sexe de la personne décédée (tableau 1). Après ces exclusions, il restait environ 357 000 déclarations de décès (74 000 pour 1971, 88 000 pour 1986, 93 000 pour 1991 et 102 000 pour 1996) pour l'analyse par quintile. Ces décès représentaient environ 98 % des décès de personnes vivant hors établissement en 1971 et au moins 99 % de ceux-ci pour les années subséquentes.

Les données sur les causes de décès ont été codées conformément à la Classification internationale des maladies (CIMA-8⁵³ en 1971 et CIM-9⁵⁴ pour les années subséquentes). Elles ont été analysées selon les chapitres de la CIM et certaines causes importantes notées dans ces chapitres (tableau B en annexe). Pour 1986 uniquement, les décès dus au syndrome d'immunodéficience acquise (SIDA) ont été transférés du groupe des troubles métaboliques (CIM-9 279.1) à celui des maladies infectieuses (CIM-9 042.9) afin que le codage de ces données soit comparable à celui des années subséquentes.

Pour 1986, 1991 et 1996, on a utilisé la différence entre l'ensemble de la population et la population vivant en établissement de soins prolongés (14,9 millions en 1986, 16,5 millions en 1991 et 17,7 millions en 1996) comme dénominateur pour calculer les taux de mortalité. Par contre, pour 1971, on a utilisé l'ensemble de la population (11,6 millions), car le codage de type de logement collectif lors du recensement de 1971 n'a pas été jugé fiable. Ainsi, l'étude a été menée à partir de 60,7 millions d'années-personnes à risque.

Techniques d'analyse

On a calculé par la méthode de Chiang⁵⁵ les tables de mortalité abrégés selon le quintile de revenu et le sexe pour 1971, 1986, 1991 et 1996, ainsi que les erreurs types de l'espérance de vie et de la probabilité de survie jusqu'à chaque âge, mais en prenant comme espérance de vie pour le dernier intervalle d'âge (95 ans et plus) l'inverse du taux de mortalité par âge. On a produit les tables de mortalité, pour les hommes et les femmes ensemble, en combinant les colonnes correspondant aux survivants et au nombre d'années vécues provenant des tables de mortalité pour chaque sexe, au lieu d'utiliser le taux de mortalité calculé d'après les décès et les chiffres de population regroupés, afin de s'assurer que la répartition réelle de la population selon l'âge et le sexe n'ait aucune incidence sur les résultats des tables de mortalité.

Le nombre d'années potentielles de vie perdues (APVP) avant 75 ans a été calculé selon la méthode décrite par Romeder et McWhinnie⁵⁶, mais en incluant les décès de nourrissons et ceux de personnes de 70 à 74 ans. L'excédent des APVP a été défini comme la différence entre les nombres observés et attendus d'APVP, où le nombre attendu d'APVP est celui qui aurait été observé si les taux de mortalité selon l'âge et le sexe enregistrés pour le quintile de revenu supérieur s'étaient appliqués à l'ensemble de la population.

Les intervalles de confiance des taux de mortalité par âge ont été calculés d'après la méthode de Fleiss⁵⁷. Le ratio inter-quintile des taux de mortalité correspond au taux pour le quintile le plus pauvre divisé par le taux pour le quintile le plus riche. Les différences de taux de mortalité correspondent à la différence entre le taux observé pour le quintile le plus pauvre (ou le total) et celui observé pour le quintile le plus riche. Les intervalles de confiance des ratios des taux et des différences entre les taux ont été calculés selon les méthodes décrites par Rothman⁵⁸ et par Kelsey et autres⁵⁹. Les différences de survie ont été exprimées sous forme de différence entre le pourcentage de la population du quintile le plus riche que l'on s'attendait à voir survivre jusqu'à un âge donné et le pourcentage de la population du quintile le plus pauvre (ou le total) que l'on s'attendait à voir survivre jusqu'à cet âge.

Les taux comparatifs de mortalité (TCM) ont été calculés selon la méthode directe pour chaque grand groupe d'âge et chaque sexe, en prenant pour population de référence la population de l'ensemble des RMR en 1986 (résidents des établissements de soins prolongés non compris). Les TCM calculés pour les hommes et les femmes ensembles ont été normalisés selon le sexe et l'âge. On a calculé les erreurs types des TCM selon la méthode décrite par Spiegelman⁶⁰ et Brillinger⁶¹; cette méthode se fonde sur l'hypothèse d'une distribution des taux binomiale dans chaque strate. On a calculé les intervalles de confiance asymétriques des TCM selon la méthode de Carrière et Roos⁶², qui suppose que les décès obéissent à la loi de distribution de Poisson dans chaque strate. Dans le cas des TCM, les ratios inter-quintiles des taux de mortalité ont été obtenus en divisant le TCM du quintile le plus pauvre par le TCM du quintile le plus riche. Les différences inter-quintiles des taux de mortalité correspondent à la différence entre le TCM du quintile le plus pauvre et celui du quintile le plus riche. La surmortalité est définie comme la différence entre le TCM pour l'ensemble de la population et le TCM pour le quintile le plus riche. Les intervalles de confiance des pourcentages de fractions étiologiques du risque ont été calculés selon la méthode de Fleiss⁵⁷.

tandis que selon d'autres, elles s'estompent^{28,42,43}; en outre, quelques chercheurs ont observé des changements dans les deux sens selon la période de référence^{39,44}. Au Canada, deux études seulement, ni l'une ni l'autre récentes, ont fourni des renseignements sur l'évolution au fil du temps des différences des taux de mortalité liées au revenu^{27,28}. De surcroît, les tendances relevées pour certaines causes de décès diffèrent de celles observées pour la mortalité toutes causes confondues^{28,45,46}. Dans certains cas, l'orientation de la tendance varie aussi selon qu'on l'exprime en fonction du ratio des taux ou de la différence entre les taux⁴⁷.

La présente étude porte sur l'évolution des taux de mortalité selon le revenu dans les régions urbaines du Canada sur une période récente de 25 ans. L'objectif est de déterminer si les écarts entre les taux de mortalité attribuables au revenu du quartier ont varié depuis le début des années 1970 et, le cas échéant, de combien, durant quelle période, et pour quels groupes d'âge et quelles causes de décès.

Caractéristiques démographiques et socioéconomiques

Le nombre de personnes de chaque sexe dans chaque quintile de revenu du quartier a augmenté pour passer d'environ 1,1 million en 1971 à 1,7 million en 1996 (tableau 2). Le nombre de décès selon le quintile et le sexe a varié d'un creux d'un peu plus de 4 000 femmes du quintile le plus riche en 1971 à un

Tableau 1

Total des décès, décès exclus de l'analyse (selon la raison de l'exclusion) et population vivant hors établissement, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996

| | 1971 | 1986 | 1991 | 1996 |
|--|------------|------------|------------|------------|
| Total des décès compris dans le champ d'étude | 81 465 | 104 104 | 109 960 | 122 104 |
| Déclarations de décès non extraites | 18 | 0 | 0 | 0 |
| Résidents des établissements de santé | 5 912 | 14 835 | 16 510 | 19 185 |
| Secteur de recensement non classé | 1 375 | 923 | 17 | 1 010 |
| Secteur de recensement exclu | 109 | 213 | 97 | 122 |
| Âge ou sexe inconnu | 61 | 4 | 8 | 1 |
| Décès retenus pour l'analyse par quintile | 73 990 | 88 129 | 93 328 | 101 786 |
| Population vivant hors établissement visée par l'analyse | 11 605 660 | 14 946 360 | 16 503 465 | 17 690 820 |

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Nota : Les fichiers d'analyse de 1971 et de 1986 ne contenaient que les décès pour lesquels on connaissait le quintile de revenu. Ceux de 1991 et de 1996 incluaient 79 et 1 023 décès respectivement qui n'étaient pas classés selon le quintile de revenu. Certains secteurs de recensement ont été exclus en raison des données sur le revenu manquantes ou du taux élevé de non-réponse lors du recensement.

sommet de plus de 14 000 hommes du quintile le plus pauvre en 1986.

Pour chaque quintile, la proportion de résidents touchant un faible revenu était à peu près la même en 1971, en 1986 et en 1991, mais le gradient entre le quintile le plus pauvre et le quintile le plus riche était nettement plus prononcé en 1996 (graphique 1).

Tableau 2

Décès et population vivant hors établissement, selon le quintile de revenu du quartier et le sexe, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996

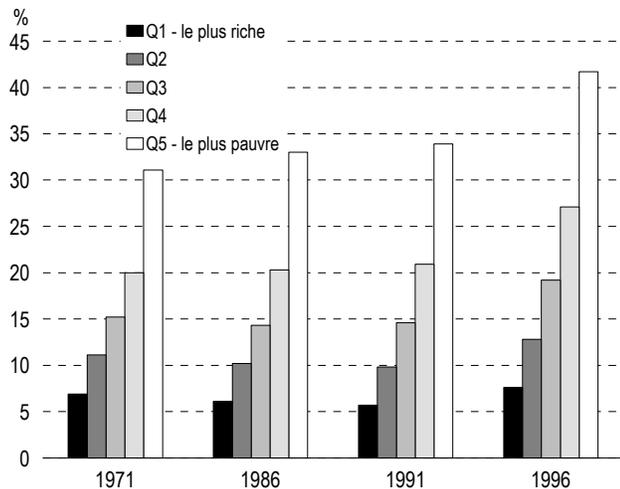
| | 1971 | | | 1986 | | | 1991 | | | 1996 | | |
|---------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|
| | Total | Hommes | Femmes | Total | Hommes | Femmes | Total | Hommes | Femmes | Total | Hommes | Femmes |
| Décès | | | | | | | | | | | | |
| Total | 73 990 | 42 974 | 31 016 | 88 129 | 49 462 | 38 667 | 93 407 | 52 175 | 41 232 | 102 809 | 55 929 | 46 880 |
| Quintile 1 (le plus riche) | 9 488 | 5 359 | 4 129 | 11 794 | 6 607 | 5 187 | 12 330 | 6 932 | 5 398 | 15 268 | 8 359 | 6 909 |
| Quintile 2 | 11 815 | 6 755 | 5 060 | 14 308 | 8 030 | 6 278 | 15 176 | 8 440 | 6 736 | 17 076 | 9 327 | 7 749 |
| Quintile 3 | 14 200 | 8 062 | 6 138 | 17 105 | 9 509 | 7 596 | 18 784 | 10 427 | 8 357 | 19 974 | 10 811 | 9 163 |
| Quintile 4 | 16 054 | 9 090 | 6 964 | 19 609 | 10 887 | 8 722 | 21 881 | 12 068 | 9 813 | 23 347 | 12 495 | 10 852 |
| Quintile 5 (le plus pauvre) | 22 433 | 13 708 | 8 725 | 25 313 | 14 429 | 10 884 | 25 157 | 14 267 | 10 890 | 26 121 | 14 384 | 11 737 |
| Population (en milliers) | | | | | | | | | | | | |
| Total | 11 606 | 5 728 | 5 878 | 14 946 | 7 313 | 7 633 | 16 503 | 8 090 | 8 414 | 17 691 | 8 647 | 9 044 |
| Quintile 1 (le plus riche) | 2 231 | 1 111 | 1 120 | 2 908 | 1 449 | 1 459 | 3 312 | 1 656 | 1 654 | 3 634 | 1 808 | 1 827 |
| Quintile 2 | 2 307 | 1 139 | 1 168 | 2 980 | 1 476 | 1 503 | 3 275 | 1 616 | 1 659 | 3 509 | 1 725 | 1 784 |
| Quintile 3 | 2 323 | 1 143 | 1 180 | 2 995 | 1 458 | 1 538 | 3 334 | 1 619 | 1 714 | 3 524 | 1 708 | 1 815 |
| Quintile 4 | 2 324 | 1 137 | 1 186 | 2 984 | 1 434 | 1 551 | 3 332 | 1 607 | 1 725 | 3 517 | 1 694 | 1 823 |
| Quintile 5 (le plus pauvre) | 2 421 | 1 199 | 1 222 | 3 079 | 1 496 | 1 582 | 3 248 | 1 589 | 1 660 | 3 500 | 1 708 | 1 791 |

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Nota : Pour 1991 et 1996, le total des décès inclut ceux pour lesquels on ne connaissait pas le quintile de revenu (données non présentées séparément).

Graphique 1

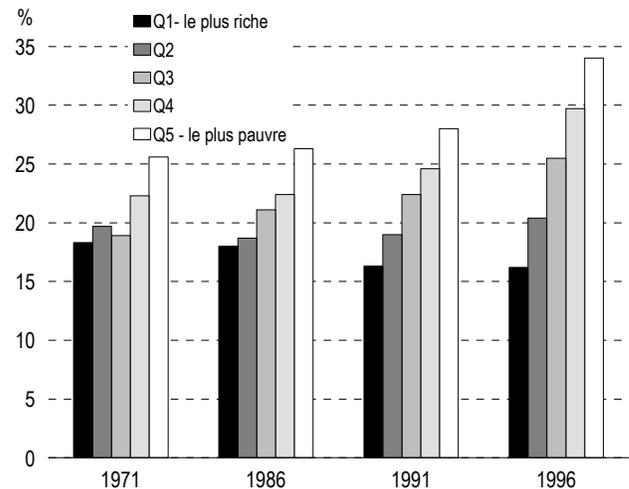
Faible revenu : pourcentage de la population dont le revenu est inférieur au seuil de faible revenu, selon le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Graphique 2

Naissance à l'étranger : pourcentage de la population née à l'extérieur du Canada, selon le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Profils des secteurs de recensement pour la population vivant hors établissement⁶³; totalisations spéciales.

Tableau 3

Caractéristiques socioéconomiques de chaque quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1996

| Quintile de revenu | Faible revenu | Revenu moyen des ménages | Revenus provenant de transf. gov. | Propriétaires | Personnes nées à l'étranger | Nouveaux immigrants [‡] | Chômeurs [§] | Gestionnaires ou professionnels ^{††} | Faible niveau de scolarité ^{††} (<9 années) | Familles monoparentales ^{§§} | |
|-----------------------------|---------------|--------------------------|-----------------------------------|---------------|-----------------------------|----------------------------------|-----------------------|---|--|---------------------------------------|------|
| | % | \$ | \$ | % | % | % | % | % | % | % | |
| Total | 21,5 | 51 718 | 34 901 | 12,1 | 58,6 | 25,1 | 5,6 | 9,3 | 9,8 | 10,4 | 23,3 |
| Quintile 1 (le plus riche) | 7,6 | 72 944 | 45 592 | 7,3 | 84,7 | 16,2 | 2,7 | 6,1 | 13,2 | 5,7 | 13,4 |
| Quintile 2 | 12,8 | 61 780 | 39 636 | 9,6 | 75,7 | 20,4 | 4,1 | 7,3 | 11,0 | 8,1 | 17,4 |
| Quintile 3 | 19,2 | 52 880 | 35 393 | 12,0 | 62,2 | 25,5 | 5,6 | 8,7 | 9,5 | 9,8 | 22,8 |
| Quintile 4 | 27,1 | 43 921 | 30 616 | 15,3 | 49,4 | 29,7 | 6,9 | 10,6 | 8,1 | 13,0 | 28,5 |
| Quintile 5 (le plus pauvre) | 41,7 | 33 421 | 24 531 | 20,3 | 30,2 | 34,0 | 8,6 | 14,5 | 6,7 | 15,2 | 37,8 |

Sources des données : Profils des secteurs de recensement de 1996 pour la population vivant hors établissement⁶³.

Nota : † Revenu par équivalent-personne (revenu moyen des ménages ajusté pour tenir compte de la taille du ménage).

‡ Immigrants arrivés entre 1981 et 1991, en pourcentage de l'ensemble des personnes de 5 ans et plus.

§ En pourcentage de la population active de 15 ans et plus.

†† Inclut les professions de gestionnaire, d'administrateur, d'enseignant et les professions connexes, ainsi que les professions du secteur de la médecine et de la santé.

††† En pourcentage de la population de 15 ans et plus.

§§ En pourcentage de l'ensemble des familles comptant des enfants à la maison

De 1971 à 1996, la proportion de personnes nées à l'étranger a diminué pour le quintile 1 (le plus riche), est restée à peu près la même pour le quintile 2 et a augmenté considérablement pour les quintiles 3, 4 et 5 (graphique 2).

D'autres caractéristiques socioéconomiques variaient également selon le quintile⁶³ (tableau 3).

Ainsi, les quintiles les plus pauvres étaient caractérisés non seulement par un revenu du ménage moyen plus faible, mais aussi par une plus forte proportion de locataires, des niveaux de scolarité plus faibles, un taux de chômage plus élevé et un plus faible taux de personnes occupant un emploi professionnel ou de gestion.

Restrictions et codage selon le secteur de recensement et le quintile

Régions étudiées. Les 25 agglomérations urbaines, qui ont été définies par Statistique Canada en 1986, 1991 et 1996 comme des régions métropolitaines de recensement (RMR) d'après la taille de leur population et le navettage, font toutes partie du champ de l'étude. Ces 25 RMR représentaient environ 60 % de l'ensemble de la population du Canada pendant ces trois années. En 1971, 22 agglomérations urbaines du Canada correspondaient à la définition d'une RMR, mais l'une d'entre elles (Chicoutimi-Jonquière) a été exclue parce qu'on ne disposait pas de renseignements de référence sur les secteurs de recensement (SR) au moment du codage des données aux fins de l'étude précédente²⁵. Par conséquent, pour 1971, l'analyse se fonde sur 21 RMR, qui représentaient 54 % de l'ensemble de la population du Canada.

Codage géographique. Le code du SR du lieu de résidence habituel a été attribué d'après l'adresse de voirie figurant sur la déclaration de décès. Pour 1971, on a fait le codage manuellement en se servant de répertoires des rues et de cartes. Pour 1986, 1991 et 1996, les codes postaux ont été déterminés d'après les adresses, validés, puis convertis en codes de SR à l'aide d'une version améliorée du Fichier de conversion des codes postaux de Statistique Canada (pour la version la plus récente, voir la référence 48). Pour 1986, à l'aide de répertoires de rues, de cartes et d'autres documents de référence, on a attribué manuellement un code de SR aux adresses pour lesquelles on n'a pu établir de code postal ou pour lesquelles le code postal renvoyait uniquement au bureau de poste (p. ex. route rurale ou case postale). Pour 1991 et 1996, dans la plupart des cas de ce genre, le code postal a été attribué selon une méthode probabiliste, en proportion avec la répartition par code postal et par SR de la population dénombrée.

Résidents d'établissements de santé. Pour 1971, on a tiré les adresses des établissements de soins prolongés de diverses sources et on les a comparées avec celles des personnes décédées. Pour 1986, 1991 et 1996, on s'est servi des listes d'établissements de santé établies par Statistique Canada pour les repérer et on a exclu de l'analyse les décès de personnes résidant dans un établissement de 10 lits ou plus. Les résidents des établissements auxquels correspondait un code postal unique ont été écartés automatiquement en se fondant sur leur code postal. Lorsque le code postal de l'établissement n'était pas unique, on s'est servi de l'adresse de voirie et du nom de l'établissement (s'il était connu) pour déterminer si la personne décédée vivait en établissement de soins prolongés.

Exclusion de certains SR. Pour chaque année de référence, tout SR dont la population vivant dans un logement privé hors réserve (dénominateur utilisé pour calculer le pourcentage de personnes à faible revenu) était inférieure à 250 a été exclu, car les données de recensement sur le revenu ont été supprimées pour ces SR. Ainsi, les SR comprenant principalement des établissements de santé et comptant très peu ou pas de ménages privés, les SR industriels comptant très peu ou pas d'habitants d'aucune sorte et la plupart des réserves indiennes ont été exclus. Cependant, quelques petites réserves faisant partie d'un SR plus grand ont été incluses. En 1986, 1991 et 1996, trois SR contenant des réserves indiennes plus grandes, mais dont les habitants n'ont pas été tous recensés, ont également été exclus.

Composition des quintiles. La population de chaque RMR a été répartie en cinq quintiles comme suit. On considérait que les résidents, à l'exclusion des personnes vivant en établissement et des Indiens inscrits habitant les réserves, touchaient un faible revenu si le revenu total de leur famille économique (ou celui des personnes vivant seules) durant l'année précédant le recensement était inférieur au seuil de faible revenu établi par Statistique Canada, qui varie en fonction de la taille de la famille et de celle de la RMR pour l'année de référence (tableau A en annexe)^{49 à 52}. Puis, pour chaque RMR, les SR ont été classés en fonction du pourcentage de leur population ayant un revenu inférieur au seuil de faible revenu, et leur population a été répartie en cinq groupes, allant du pourcentage le plus faible au plus élevé de résidents à faible revenu, de sorte que chacun des cinq groupes de SR contenait environ le cinquième de l'ensemble de la population de leur RMR vivant hors établissement.

Note au sujet des quintiles. On s'est servi du revenu relatif plutôt que du revenu absolu pour définir les quintiles, afin que chacun représente un cinquième de la population classée selon le revenu, indépendamment de l'évolution de la répartition des revenus au fil du temps. Dans la comparaison des quintiles, le quintile 5 correspond au quintile le plus pauvre (c'est-à-dire comptant la plus forte proportion de personnes ayant un revenu inférieur au seuil de faible revenu) et le quintile 1 correspond à celui le plus riche (c'est-à-dire comptant la plus faible proportion de personnes ayant un revenu inférieur au seuil de faible revenu).

Tendances générales de la mortalité

Dans l'ensemble, la mortalité a été à la baisse de 1971 à 1996 pour tous les quintiles de revenu, les deux sexes et la plupart des causes de décès. Durant cette période de 25 ans, le modèle de répartition des quintiles qu'on retrouve le plus souvent correspond à un gradient, où le quintile le plus riche affichait le taux de mortalité le plus faible et le quintile le plus pauvre, le taux le plus élevé. Ces gradients de revenu ont généralement persisté au fil du temps, bien qu'ils aient eu tendance à s'amenuiser ces dernières années, particulièrement chez les femmes.

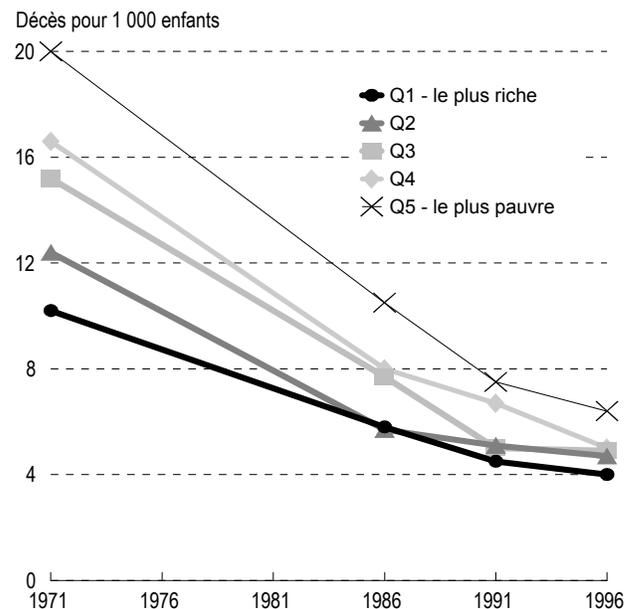
Taux de mortalité infantile

Au cours de la période de 25 ans étudiée, les taux de mortalité infantile (décès d'enfants de moins d'un an) ont diminué pour chaque quintile de revenu (graphique 3, tableau 4). La différence inter-quintile des taux (différence entre le quintile 5 et le quintile 1) a diminué, chutant de 9,8 pour 1 000 en 1971 à 2,4 pour 1 000 en 1996. Par conséquent, l'écart entre le quintile le plus pauvre et le quintile le plus riche a fortement diminué si l'on s'en tient à la différence des taux, mais cet écart varie nettement moins si l'on s'en tient au ratio des taux (1,97 en 1971 contre 1,61 en 1996).

Néanmoins, en matière de santé publique, la variation de la différence des taux est plus pertinente que le ratio des taux. Si le taux enregistré pour le quintile le plus riche avait été observé pour tous les quintiles et que les mêmes taux relatifs s'étaient appliqués à l'extérieur des régions urbaines, il y aurait eu environ 2 000 décès de moins en 1971 chez les enfants de moins d'un an, mais environ 500 de moins seulement en 1996³⁵.

En 1996, la mortalité infantile dans les quartiers les plus pauvres du Canada, 6,4 décès pour 1 000 naissances vivantes, était nettement plus faible que le taux national observé aux États-Unis (7,8). Cependant, le taux observé pour les quartiers les plus riches du Canada n'était pas mieux que le taux national enregistré en Suède (4,0).

Graphique 3
Taux de mortalité infantile selon le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Tableau 4

Taux de mortalité infantile pour 1 000, selon le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996 (intervalles de confiance à 95 % entre parenthèses)

| | 1971 | | 1986 | | 1991 | | 1996 | |
|---|------|---------------|------|---------------|------|---------------|------|---------------|
| Total | 15,0 | (14,5 - 15,6) | 7,5 | (7,2 - 7,9) | 5,8 | (5,5 - 6,1) | 5,1 | (4,8 - 5,4) |
| Quintile 1 (le plus riche) | 10,2 | (9,1 - 11,3) | 5,8 | (5,1 - 6,6) | 4,5 | (4,0 - 5,2) | 4,0 | (3,4 - 4,6) |
| Quintile 2 | 12,4 | (11,3 - 13,1) | 5,7 | (5,0 - 6,5) | 5,1 | (4,5 - 5,8) | 4,7 | (4,1 - 5,4) |
| Quintile 3 | 15,2 | (14,0 - 16,5) | 7,7 | (6,9 - 8,6) | 5,0 | (4,4 - 5,7) | 4,9 | (4,2 - 5,5) |
| Quintile 4 | 16,6 | (15,3 - 17,9) | 8,0 | (7,2 - 8,9) | 6,7 | (6,0 - 7,5) | 5,0 | (4,4 - 5,7) |
| Quintile 5 (le plus pauvre) | 20,0 | (18,6 - 20,5) | 10,5 | (9,6 - 11,6) | 7,5 | (6,7 - 8,3) | 6,4 | (5,7 - 7,1) |
| Différence des taux (Q5 - Q1) | 9,8 | (8,1 - 11,6) | 4,8 | (3,5 - 6,0) | 2,9 | (1,9 - 3,9) | 2,4 | (1,5 - 3,3) |
| Ratio des taux (Q5/Q1) | 1,97 | (1,73 - 2,23) | 1,82 | (1,56 - 2,13) | 1,64 | (1,39 - 1,94) | 1,61 | (1,34 - 1,93) |
| Excédent (Total - Q1) | 4,9 | | 1,8 | | 1,2 | | 1,1 | |
| Pourcentage excédentaire (Total - Q1)/Total | 32 | | 23 | | 21 | | 22 | |

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.
Nota : La population de moins d'un an au recensement est utilisée comme dénominateur. Les différences des taux et les ratios des taux sont calculés à partir de données non arrondies.

Tableau 5

Ratios inter-quintiles des taux de mortalité (Q5/Q1) selon le groupe d'âge et le sexe, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996 (intervalles de confiance à 95 % entre parenthèses)

| Groupe d'âge | Hommes | | | | Femmes | | | |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 1971 | 1986 | 1991 | 1996 | 1971 | 1986 | 1991 | 1996 |
| Moins de 1 an | 1,99 (1,68 - 2,35) | 2,02 (1,64 - 2,49) | 1,65 (1,31 - 2,08) | 1,75 (1,37 - 2,24) | 1,94 (1,59 - 2,35) | 1,59 (1,27 - 2,00) | 1,59 (1,24 - 2,03) | 1,44 (1,10 - 1,89) |
| 1 à 14 ans | 1,62 (1,27 - 2,05) | 1,82 (1,32 - 2,50) | 1,78 (1,30 - 2,45) | 1,65 (1,18 - 2,32) | 1,70 (1,30 - 2,50) | 1,17 (0,84 - 1,64) | 1,49 (0,98 - 2,24) | 1,84 (1,26 - 2,69) |
| 15 à 24 ans | 1,24 (1,03 - 1,49) | 1,10 (0,91 - 1,33) | 1,27 (1,04 - 1,56) | 1,06 (0,86 - 1,31) | 1,26 (0,93 - 1,72) | 1,20 (0,89 - 1,63) | 1,18 (0,84 - 1,64) | 1,21 (0,88 - 1,66) |
| 25 à 34 ans | 1,68 (1,38 - 2,05) | 1,95 (1,66 - 2,30) | 1,83 (1,58 - 2,12) | 1,82 (1,55 - 2,14) | 1,74 (1,32 - 2,28) | 1,84 (1,42 - 2,39) | 1,52 (1,20 - 1,92) | 2,15 (1,63 - 2,82) |
| 35 à 44 ans | 2,29 (2,00 - 2,62) | 2,40 (2,09 - 2,74) | 3,34 (2,94 - 3,81) | 3,24 (2,87 - 3,66) | 1,87 (1,57 - 2,23) | 1,70 (1,42 - 2,03) | 2,06 (1,74 - 2,42) | 2,00 (1,71 - 2,35) |
| 45 à 54 ans | 2,11 (1,92 - 2,31) | 2,34 (2,12 - 2,58) | 2,37 (2,15 - 2,62) | 2,61 (2,37 - 2,88) | 1,59 (1,41 - 1,80) | 1,62 (1,42 - 1,85) | 1,63 (1,43 - 1,85) | 1,65 (1,46 - 1,85) |
| 55 à 64 ans | 1,63 (1,52 - 1,76) | 1,98 (1,85 - 2,11) | 1,89 (1,76 - 2,03) | 1,88 (1,75 - 2,02) | 1,43 (1,29 - 1,58) | 1,44 (1,31 - 1,58) | 1,57 (1,43 - 1,73) | 1,51 (1,37 - 1,65) |
| 65 à 74 ans | 1,48 (1,39 - 1,59) | 1,55 (1,46 - 1,64) | 1,67 (1,58 - 1,77) | 1,49 (1,42 - 1,57) | 1,15 (1,06 - 1,25) | 1,31 (1,22 - 1,40) | 1,32 (1,23 - 1,41) | 1,29 (1,21 - 1,38) |
| 75 à 84 ans | 1,21 (1,13 - 1,30) | 1,18 (1,12 - 1,26) | 1,14 (1,07 - 1,21) | 1,18 (1,12 - 1,24) | 1,06 (0,99 - 1,14) | 0,99 (0,93 - 1,06) | 0,96 (0,90 - 1,02) | 0,99 (0,94 - 1,05) |
| 85 ans et plus | 1,24 (1,11 - 1,37) | 0,95 (0,87 - 1,04) | 1,04 (0,95 - 1,13) | 0,96 (0,89 - 1,03) | 0,96 (0,88 - 1,04) | 0,81 (0,75 - 0,87) | 0,75 (0,73 - 0,80) | 0,77 (0,73 - 0,82) |

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Ratios des taux de mortalité à divers âges

À quelques exceptions près, plus la proportion de personnes à faible revenu est forte dans un quintile, plus le taux de mortalité par âge est élevé (données non présentées). À bien des égards, les tendances caractérisant les taux de mortalité selon le revenu pour la plupart des autres groupes d'âge sont comparables à celles observées pour la mortalité infantile. Dans la plupart des quintiles de revenu, le taux de mortalité a diminué au fil du temps, mais les ratios inter-quintiles de taux ont eu une tendance à diminuer de façon moins prononcée. Cependant, les progrès en valeurs absolues observés pour les quintiles les plus pauvres étaient généralement plus importants que ceux enregistrés pour les autres quintiles, si bien que l'écart des taux a généralement diminué avec le temps.

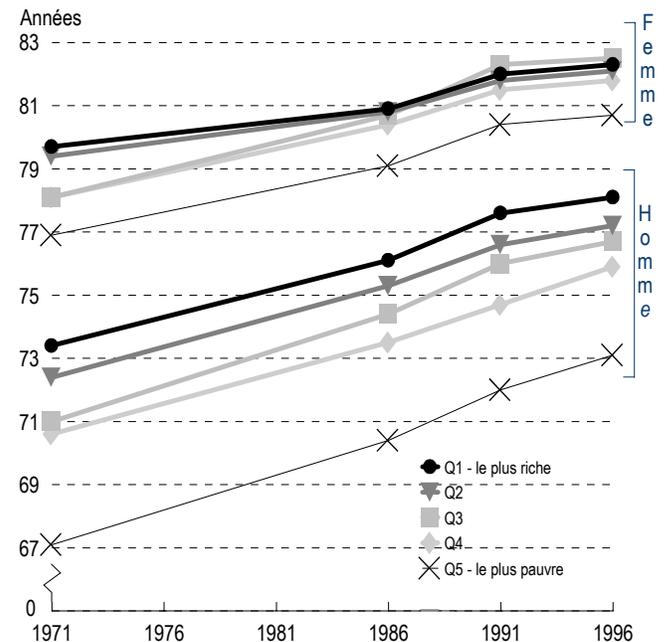
En général, la courbe du ratio inter-quintile des taux de mortalité — calculé comme le taux de mortalité pour le quintile le plus pauvre divisé par le taux pour le quintile le plus riche — n'a pas varié au cours du temps (tableau 5). Les différences les plus prononcées s'observaient pour la toute petite enfance (enfants de moins d'un an) et pour les principales années d'activité (de 25 à 64 ans). Les écarts étaient moins prononcés pour le groupe des 15 à 24 ans et pour celui des 75 ans et plus. Faisaient exception les enfants de 1 à 14 ans, pour lesquels les taux étaient très faibles et très instables, et pour les hommes de 35 à 44 ans, pour lesquels le ratio des taux a nettement augmenté de 1986 à 1991 (principalement à cause du syndrome d'immunodéficience acquise [sida]). À partir de 1986, le ratio des taux de mortalité chez les femmes de 85 ans et plus vivant hors établissement était nettement inférieur à 1,00.

Espérance de vie à la naissance

Chez les hommes et les femmes ensemble ainsi que chez les hommes pour toutes les années de référence, et chez les femmes en 1971, l'espérance de vie était d'autant plus courte que les résidents du quartier étaient pauvres (graphique 4, tableau 6). Chez les femmes, à partir de 1986, l'espérance de vie ne variait pas de façon significative pour les trois quintiles les plus riches (1, 2 et 3). Par contre, chez les hommes

Graphique 4

Espérance de vie à la naissance selon le quintile de revenu du quartier et le sexe, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Tableau 6

Espérance de vie à la naissance (en années), selon le quintile de revenu du quartier et le sexe, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996 (intervalles de confiance à 95 % entre parenthèses)

| Quintile de revenu | Hommes | | | | Femmes | | | |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 1971 | 1986 | 1991 | 1996 | 1971 | 1986 | 1991 | 1996 |
| Total | 70,6 (70,4 - 70,7) | 73,8 (73,7 - 73,9) | 75,3 (75,2 - 75,4) | 76,0 (75,9 - 76,1) | 78,4 (78,2 - 78,5) | 80,4 (80,3 - 80,5) | 81,6 (81,5 - 81,6) | 81,8 (81,7 - 81,9) |
| Quintile 1 (le plus riche) | 73,4 (73,0 - 73,7) | 76,1 (75,8 - 76,3) | 77,6 (77,4 - 77,9) | 78,1 (77,9 - 78,3) | 79,7 (79,4 - 80,1) | 80,9 (80,6 - 81,2) | 82,0 (81,7 - 82,2) | 82,3 (82,1 - 82,6) |
| Quintile 2 | 72,4 (72,1 - 72,7) | 75,3 (75,1 - 75,6) | 76,6 (76,3 - 76,8) | 77,2 (76,9 - 77,4) | 79,4 (79,1 - 79,8) | 80,8 (80,6 - 81,1) | 81,8 (81,6 - 82,1) | 82,1 (81,8 - 82,3) |
| Quintile 3 | 71,0 (70,7 - 71,3) | 74,4 (74,1 - 74,6) | 76,0 (75,7 - 76,2) | 76,7 (76,5 - 76,9) | 78,1 (77,8 - 78,5) | 80,7 (80,5 - 80,9) | 82,3 (82,1 - 82,5) | 82,5 (82,2 - 82,7) |
| Quintile 4 | 70,6 (70,3 - 70,9) | 73,5 (73,2 - 73,7) | 74,7 (74,4 - 74,9) | 75,9 (75,7 - 76,1) | 78,1 (77,8 - 78,5) | 80,4 (80,1 - 80,6) | 81,5 (81,3 - 81,7) | 81,8 (81,6 - 82,0) |
| Quintile 5 (le plus pauvre) | 67,1 (66,8 - 67,4) | 70,4 (70,2 - 70,7) | 72,0 (71,7 - 72,2) | 73,1 (72,8 - 73,3) | 76,9 (76,6 - 77,2) | 79,1 (78,8 - 79,3) | 80,4 (80,2 - 80,7) | 80,7 (80,5 - 80,9) |
| Q1 - Q5 | 6,3 | 5,6 | 5,7 | 5,0 | 2,8 | 1,8 | 1,6 | 1,6 |
| Q1 - Total | 2,8 | 2,3 | 2,4 | 2,0 | 1,4 | 0,5 | 0,3 | 0,5 |

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

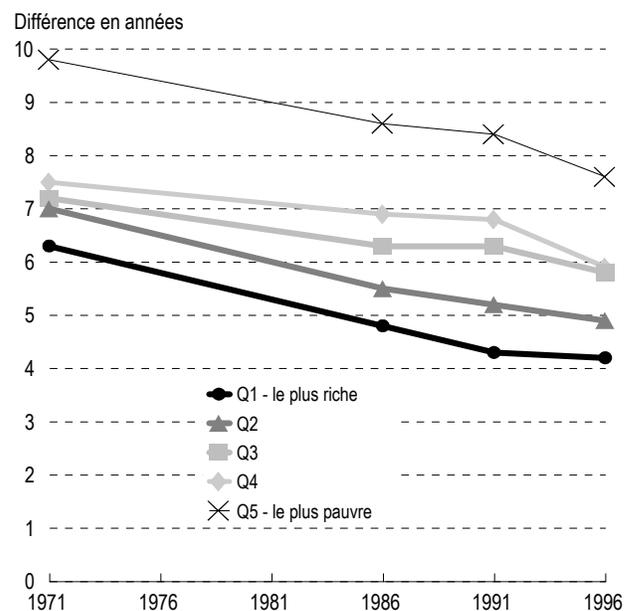
Nota : Les différences des taux sont calculées à partir de données non arrondies.

et les femmes de tous les âges, le quintile le plus pauvre était particulièrement défavorisé, la différence d'espérance de vie entre le quintile le plus pauvre et celui venant juste avant (quintiles 5 et 4) étant systématiquement plus importante que celle entre toute autre paire de quintiles voisins. Néanmoins, l'espérance de vie a augmenté considérablement pour tous les quintiles de 1971 à 1996, et le progrès a été plus important pour le quintile 5 que pour le quintile 1.

En 1971, la différence d'espérance de vie entre le quintile le plus riche et le quintile le plus pauvre était supérieure à six années chez les hommes et de presque trois années chez les femmes. En 1996, l'écart inter-quintile n'était plus que de cinq années chez les hommes et nettement inférieur à deux années chez les femmes. La différence inter-quintile indique de combien d'années l'espérance de vie des personnes appartenant au quintile le plus pauvre augmenterait si les taux de mortalité y étaient aussi faible que ceux des personnes du quintile le plus riche. Il est également intéressant d'examiner la différence d'espérance de vie entre le quintile le plus riche et la population dans son ensemble, car celle-ci indique quel serait le gain pour la population dans son ensemble si les taux de mortalité observés pour le quintile le plus riche s'appliquaient à tous les membres de la population. En 1971, cette valeur était égale à presque 3 années pour les hommes et à presque 17 mois pour les femmes, alors qu'en 1996, la différence était de 2 années pour les hommes et d'à peine 6 mois pour les femmes.

Pour chaque année de référence, la différence d'espérance de vie à la naissance entre les hommes et les femmes s'accroît lorsqu'on passe d'un quintile plus riche au quintile plus pauvre adjacent (graphique 5). Cependant, pour tous les quintiles, l'écart a diminué de 1971 à 1996.

Graphique 5
Écart femmes-hommes de l'espérance de vie à la naissance selon le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996



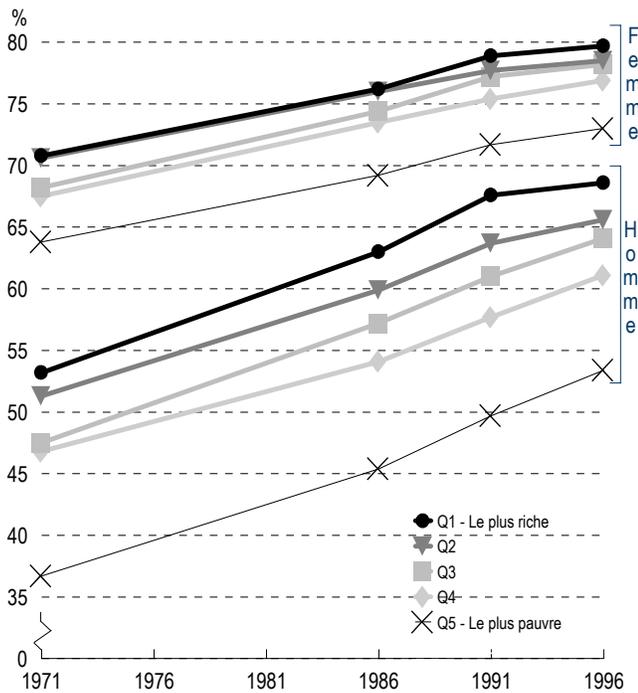
Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Probabilité de survie jusqu'à 75 ans

Pour les quatre années de référence, la différence entre le quintile le plus riche et le quintile le plus pauvre de la proportion de personnes qui survivraient, d'après les calculs, de la naissance jusqu'à un âge donné augmentait jusqu'à l'âge de 75 ans, puis diminuait pour les âges plus avancés chez les hommes et les femmes (données non présentées).

Pour la probabilité de survie jusqu'à 75 ans, les gradients de revenus se ressemblaient en 1971 et en 1996 (graphique 6, tableau 7). En 1996, on s'attendait à ce que 53 % des hommes du quintile le plus pauvre et 69 % de ceux du quintile le plus riche vivent jusqu'à 75 ans (graphique 7). Chez les femmes, les chiffres correspondants étaient de 73 % et 80 % (graphique 8).

Graphique 6
Probabilité de survie jusqu'à 75 ans selon le quintile de revenu du quartier et le sexe, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996



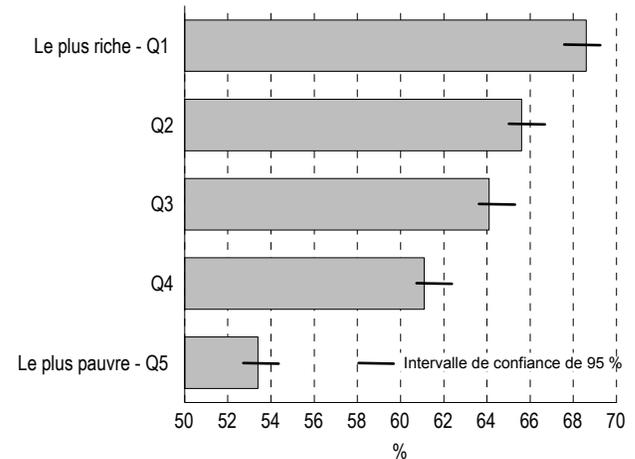
Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Tableau 7
Probabilité de survie jusqu'à 75 ans (en pourcentage) selon le quintile de revenu du quartier et le sexe, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996 (intervalles de confiance à 95 % entre parenthèses)

| Quintile de revenu | Hommes | | | | Femmes | | | |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 1971 | 1986 | 1991 | 1996 | 1971 | 1986 | 1991 | 1996 |
| Total | 45,8 (45,4 - 46,3) | 55,2 (54,8 - 55,6) | 59,4 (59,0 - 59,7) | 62,1 (61,8 - 62,5) | 67,9 (67,4 - 68,3) | 73,6 (73,2 - 73,9) | 75,9 (75,6 - 76,2) | 77,0 (76,7 - 77,3) |
| Quintile 1 (le plus riche) | 53,2 (51,9 - 54,5) | 63,0 (62,0 - 63,9) | 67,6 (66,7 - 68,5) | 68,6 (67,8 - 69,4) | 70,8 (69,6 - 71,9) | 76,2 (75,4 - 77,1) | 78,9 (78,1 - 79,7) | 79,7 (79,0 - 80,4) |
| Quintile 2 | 51,3 (50,2 - 52,5) | 59,9 (58,9 - 60,8) | 63,7 (62,8 - 64,5) | 65,6 (64,8 - 66,4) | 70,6 (69,6 - 71,6) | 76,0 (75,2 - 76,8) | 77,7 (77,0 - 78,5) | 78,5 (77,8 - 79,1) |
| Quintile 3 | 47,5 (46,5 - 48,6) | 57,2 (56,4 - 58,1) | 61,0 (60,2 - 61,8) | 64,1 (63,3 - 64,8) | 68,2 (67,3 - 69,2) | 74,4 (73,7 - 75,2) | 77,2 (76,5 - 77,8) | 78,2 (77,6 - 78,8) |
| Quintile 4 | 46,8 (45,8 - 47,7) | 54,1 (53,3 - 54,9) | 57,7 (56,9 - 58,4) | 61,1 (60,4 - 61,9) | 67,5 (66,6 - 68,4) | 73,5 (72,8 - 74,2) | 75,4 (74,8 - 76,1) | 76,9 (76,3 - 77,5) |
| Quintile 5 (le plus pauvre) | 36,7 (35,9 - 37,5) | 45,4 (44,7 - 46,2) | 49,7 (48,9 - 50,4) | 53,4 (52,7 - 54,2) | 63,8 (63,0 - 64,7) | 69,2 (68,5 - 69,9) | 71,7 (71,0 - 72,4) | 73,0 (72,3 - 73,6) |
| Q1 - Q5 | 16,5 | 17,5 | 17,9 | 15,2 | 6,9 | 7,1 | 7,2 | 6,7 |
| Q1 - Total | 7,4 | 7,7 | 8,2 | 6,5 | 2,9 | 2,7 | 3,0 | 2,7 |

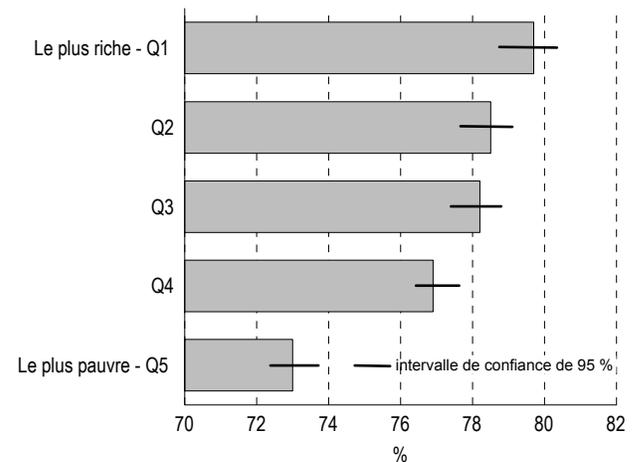
Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.
Nota : Les différences des taux sont calculées à partir de données non arrondies.

Graphique 7
Probabilité de survie jusqu'à 75 ans selon le quintile de revenu du quartier, hommes, régions urbaines du Canada, 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Graphique 8
Probabilité de survie jusqu'à 75 ans selon le quintile de revenu du quartier, femmes, régions urbaines du Canada, 1996



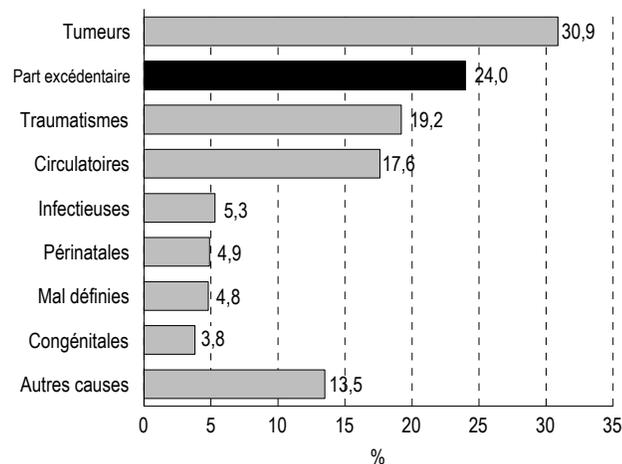
Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

De 1971 à 1996, la probabilité de survivre jusqu'à 75 ans s'est accrue, en moyenne, de 16 points de pourcentage pour les hommes, tandis que pour les femmes (qui étaient déjà dans une meilleure situation), elle a progressé de 9 points. L'augmentation était répartie presque uniformément entre les quintiles, si bien que les différences inter-quintiles n'ont presque pas varié au cours de la période de 25 ans.

Années potentielles de vie perdues avant 75 ans

En 1996, les causes les plus importantes d'années potentielles de vie perdues (APVP) de la naissance à 74 ans étaient les tumeurs (tous les types de cancer), suivies des traumatismes (intentionnels et accidentels) et des maladies de l'appareil circulatoire (graphique 9). L'excédent des APVP, c'est-à-dire le pourcentage des APVP qui était attribuable au revenu du quartier, se situait à 24 %, une proportion supérieure à celle des APVP attribuables aux traumatismes ou aux maladies de l'appareil circulatoire (graphique 9). L'élimination des APVP excédentaires se traduirait donc par une augmentation du nombre d'années potentielles de vie équivalente à l'éradication d'une des trois causes principales de décès.

Graphique 9
Total des années potentielles de vie perdues (APVP) avant 75 ans selon la cause de décès (chapters de la Classification internationale des maladies) et excédent des APVP attribuable au revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1996



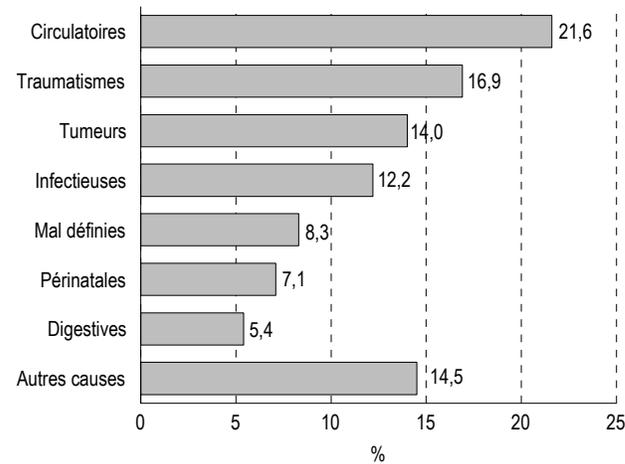
Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Nota : L'excédent des APVP a été défini comme la différence entre les nombres observés et attendus d'APVP, où le nombre attendu d'APVP est celui qui aurait été observé si les taux de mortalité selon l'âge et le sexe enregistrés pour le quintile de revenu supérieur s'étaient appliqués à toute la population.

En 1996, les causes de décès contribuant le plus à l'excédent des APVP attribuable au revenu du quartier étaient les maladies de l'appareil circulatoire, les traumatismes, les tumeurs et les maladies infectieuses (graphique 10). Les trois premières étaient les mêmes que pour le nombre total d'APVP, mais en ordre inverse. Les maladies de l'appareil circulatoire étaient aussi la cause de la plus forte proportion de l'excédent des APVP aux Pays-Bas⁶⁴.

Si le taux de mortalité pour le quintile le plus riche avait été observé pour tous les quintiles de revenu et que les taux de l'excédent de mortalité étaient les mêmes pour les régions rurales et les petites villes du Canada, 13 000 hommes et 5 000 femmes de moins seraient décédés avant 75 ans en 1996 (tableau 8). De 1971 à 1996, le taux de l'excédent des APVP avant 75 ans pour 100 000 personnes a diminué de 35 % (chutant de presque 2 000 en 1971 à environ 1 300 en 1996), le fléchissement ayant eu lieu presque entièrement avant 1986. Les tendances observées pour l'excédent des APVP ne sont pas les mêmes que celles observées pour la probabilité de survie jusqu'à 75 ans, puisque le fait de retarder un décès de l'âge de 25 ans à l'âge de 50 ans correspond à un gain de 25 années potentielles de vie, mais ne fait pas varier la probabilité de survie jusqu'à 75 ans.

Graphique 10
Excédent des années potentielles de vie perdues (APVP) attribuables aux différences de mortalité selon le revenu, selon la cause de décès (chapters de la Classification internationale des maladies), régions urbaines du Canada, 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Nota : L'excédent des APVP a été défini comme la différence entre les nombres observés et attendus d'APVP, où le nombre attendu d'APVP est celui qui aurait été observé si les taux de mortalité selon l'âge et le sexe enregistrés pour le quintile de revenu supérieur s'étaient appliqués à toute la population.

Tableau 8

Décès excédentaires et excédent des années potentielles de vie perdue (APVP) avant 75 ans attribuables au revenu du quartier, selon le sexe, toutes causes de décès confondues, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996

| | Décès | | | APVP | | | Population vivant hors établissement (en milliers) | Taux [†] | |
|---------------|--------|---------------------|----------------|-----------|---------------------|----------------|--|---------------------|---------------|
| | Total | Nombre excédentaire | % excédentaire | Total | Nombre excédentaire | % excédentaire | | Décès excédentaires | Excédent APVP |
| Total | | | | | | | | | |
| 1971 | 46 513 | 8 290 | 17,8 | 1 000 318 | 221 378 | 22,1 | 11 262 | 73,6 | 1 966 |
| 1986 | 51 983 | 9 951 | 19,1 | 918 510 | 188 981 | 20,6 | 14 446 | 68,9 | 1 308 |
| 1991 | 52 040 | 11 144 | 21,4 | 906 347 | 202 768 | 22,4 | 15 879 | 70,2 | 1 277 |
| 1996 | 53 588 | 10 775 | 20,1 | 903 702 | 216 442 | 24,0 | 16 953 | 63,6 | 1 277 |
| Hommes | | | | | | | | | |
| 1971 | 29 450 | 6 001 | 20,4 | 633 329 | 149 182 | 23,6 | 5 596 | 107,2 | 2 666 |
| 1986 | 32 401 | 7 520 | 23,2 | 585 242 | 142 965 | 24,4 | 7 129 | 105,5 | 2 005 |
| 1991 | 32 374 | 8 249 | 25,5 | 580 228 | 149 372 | 25,7 | 7 857 | 105,0 | 1 901 |
| 1996 | 32 920 | 7 740 | 23,5 | 568 320 | 154 282 | 27,1 | 8 373 | 92,4 | 1 843 |
| Femmes | | | | | | | | | |
| 1971 | 17 063 | 2 289 | 13,4 | 366 990 | 72 196 | 19,7 | 5 665 | 40,4 | 1 274 |
| 1986 | 19 582 | 2 431 | 12,4 | 333 269 | 46 016 | 13,8 | 7 316 | 33,2 | 629 |
| 1991 | 19 666 | 2 896 | 14,7 | 326 119 | 53 396 | 16,4 | 8 022 | 36,1 | 666 |
| 1996 | 20 668 | 3 035 | 14,7 | 335 383 | 62 161 | 18,5 | 8 581 | 35,4 | 724 |

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Nota : Si le même taux de décès prématurés excédentaires s'appliquait aux régions rurales et aux petites villes du Canada, on estime à presque 18 000 le nombre de décès prématurés excédentaires pour l'ensemble de la population du Canada ne vivant pas en établissement de santé en 1996 (13 000 hommes et 5 000 femmes).

† Décès excédentaires et excédent des APVP avant 75 ans pour 100 000 personnes de 0 à 74 ans vivant hors établissement.

En 1971, 39 % de l'excédent des APVP était attribuable aux décès d'enfants de moins de 15 ans (données non présentées). En 1996, la mortalité chez les jeunes avait diminué à un point tel que 12 % seulement de l'excédent des APVP était attribuable à ce groupe d'âge. L'évolution des différences de mortalité d'origine socio-économique selon la cause de décès et les raisons possibles de ces changements seront examinées plus loin.

Causes de décès pour lesquelles il y a progrès vers l'objectif Santé pour tous

Pour plusieurs causes de décès, dont les maladies ischémiques du cœur, la plupart des traumatismes, la cirrhose du foie, le cancer de l'utérus, et les troubles périnataux, les taux de mortalité ont diminué au cours de la période de référence de 25 ans et les différences entre les quintiles de revenu se sont amenuisées (graphique 11 et partie supérieure du tableau 9).

Pour la cardiopathie ischémique, les ratios de taux de mortalité n'étaient que moyens, mais les différences des taux sont demeurées très importantes, quoique nettement plus faibles qu'en 1971. Les progrès ont été plus importants pour les hommes que pour les femmes, les taux observés pour les hommes les plus pauvres étant ceux qui ont diminué le plus (graphique 11A). Néanmoins, pour 1996, le gradient de taux de mortalité par maladie cardiaque augmentait

uniformément, du quintile le plus riche au quintile le plus pauvre, et les écarts entre quintiles successifs demeuraient importants en valeurs absolues. Ces écarts étaient plus faibles pour les femmes que pour les hommes, mais toutefois considérables (graphique 11B), le taux augmentant d'un quintile à l'autre, du plus riche au plus pauvre.

Pour les traumatismes, sauf ceux causés par les accidents d'automobile et les suicides (graphique 11C), autrement dit pour ceux causés par les chutes, les empoisonnements, les noyades, les incendies et ainsi de suite, les taux de mortalité et les différences de mortalité selon le revenu ont beaucoup diminué au fil du temps, mais le quintile le plus pauvre est demeuré relativement plus désavantagé.

Pour toutes les causes extérieures de décès confondues (c'est-à-dire, tous les accidents, empoisonnements et actes de violence), les taux de mortalité et les différences de mortalité selon le revenu ont aussi diminué considérablement au fil du temps (données non présentées). Comme pour la réduction de la mortalité liée aux traumatismes chez les enfants³⁵, ces progrès tenaient vraisemblablement à de nombreux facteurs qui dépassaient le cadre du système de santé, comme les mesures législatives, la réglementation, les politiques, l'éducation, la sécurité des produits, la sécurité des transports, la santé et la sécurité à l'école et sur les lieux de travail,

Autres études des différences socioéconomiques des taux de mortalité par maladie de l'appareil circulatoire

Outre les différences d'origine socioéconomique importantes des taux de mortalité par cardiopathie ischémique observés ici, une étude canadienne antérieure a révélé des différences de mortalité selon le revenu comparables mais moins frappantes pour l'accident vasculaire cérébral^{28,31}. Une autre étude a montré que les différences de soins de santé reçus après un infarctus aigu du myocarde (crise cardiaque) au Canada n'étaient pas la cause de la plupart des écarts des taux de survie selon la catégorie socioéconomique⁶⁵. Des résultats comparables ont également été obtenus en ce qui concerne les différences d'origine socioéconomique relatives au traitement et à la survie après un accident vasculaire cérébral²³. Donc, tant pour la crise cardiaque que pour l'accident vasculaire cérébral, au Canada, les différences d'origine socioéconomique des taux de mortalité semblent être surtout attribuables à des différences d'incidence plutôt qu'à des différences concernant le traitement ou la survie.

En Écosse, on a montré que la privation socioéconomique avait un effet profond sur le risque d'avoir une première crise cardiaque, la chance d'arriver en vie à l'hôpital et la probabilité de survivre le premier mois⁶⁶. Les auteurs de cette étude ont conclu que pour réduire la mortalité due à la maladie cardiaque, il faudrait se concentrer sur la prévention primaire qui tient compte explicitement des inégalités socioéconomiques.

En Finlande, environ la moitié de la mortalité excédentaire chez les hommes appartenant aux classes sociales inférieures, et une proportion plus faible chez les femmes, a été associée au risque plus prononcé chez ces personnes d'être atteintes d'une maladie cardiovasculaire, si bien qu'une amélioration des comportements ayant un effet sur la santé contribuerait (mais ne suffirait pas) à réduire les taux de mortalité⁶⁷. De surcroît, il faudrait attaquer le problème des inégalités en matière de santé de plusieurs fronts, y compris celui des politiques sociales en général.

Aux États-Unis, vivre dans un quartier défavorisé a été associé à une incidence plus forte de coronaropathie, même après correction pour tenir compte des facteurs de risque établis⁶⁸.

En Australie, pour les classes sociales définies d'après la profession, les différences des taux (mais non les ratios de taux) de mortalité attribuables à la coronaropathie ont diminué de la fin des années 1970 au milieu des années 1990⁴⁷, tendance qui correspond à celles observées dans le cadre de la présente étude.

Selon une étude de suivi sur 12 ans menée auprès de Suédois d'âge mûr, la valeur des rapports de cotes comparatifs selon la catégorie professionnelle était à peu près la même pour la mortalité par coronaropathie que pour la mortalité toutes causes confondues⁶⁹, résultats comparables à ceux obtenus pour les rapports des taux comparatifs de mortalité (TCM) pour le Canada. Après correction supplémentaire, pour tenir compte des effets de 11 autres facteurs de risque, les rapports de cotes ont diminué de 25 % pour la mortalité

toutes causes confondues et de 30 % pour la mortalité par cardiopathie. Dans le cas des Suédoises, des conditions socioéconomiques défavorables au début ou plus tard dans la vie ont été associées à une augmentation considérable du risque de souffrir de coronaropathie, même en tenant compte de l'effet de l'état matrimonial et des facteurs de risque habituellement associés aux maladies du cœur⁷⁰.

Ainsi, les différences observées pour le Canada semblent des estimations raisonnables des chiffres que l'on pourrait avoir obtenus en suivant des méthodes axées sur la personne et des modèles d'enquêtes longitudinales; ces différences ne paraissent pas être liées simplement à des variations des facteurs de risque selon le quintile.

Bien que les facteurs de risque ne tiennent manifestement pas compte de toutes les différences socioéconomiques observées, ils contribuent sans doute considérablement à la mortalité par maladie cardiovasculaire et par d'autres causes au Canada. En Ontario, le risque de souffrir de coronaropathie était environ deux fois plus élevé chez les personnes moins scolarisées, en grande partie à cause d'une plus forte prévalence de l'usage du tabac et d'un taux de cholestérol plus élevé⁷¹.

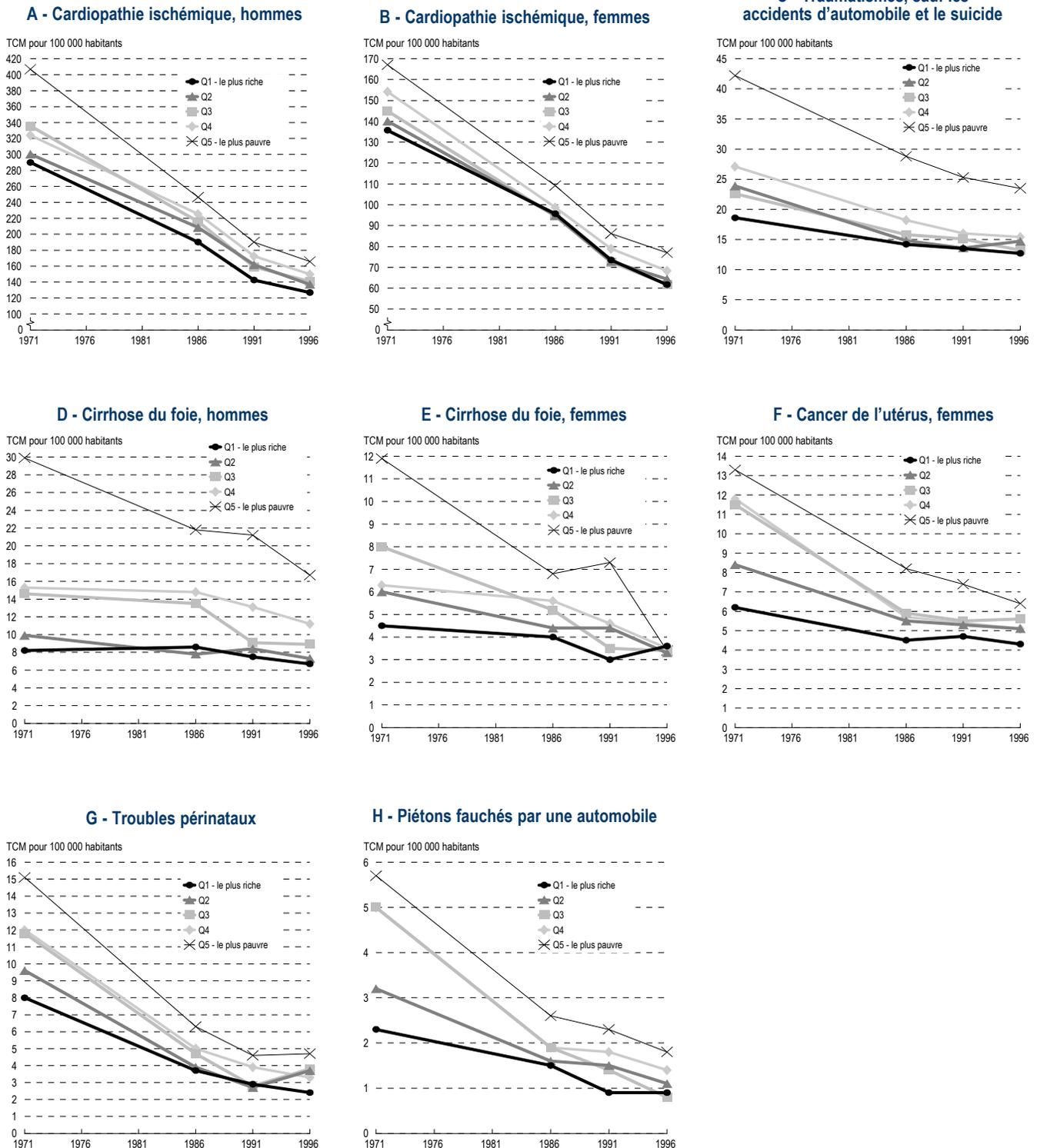
De nettes différences de prévalence de tabagisme, de sédentarité et d'obésité selon la situation socioéconomique étaient également évidentes au Canada, et peu de progrès en vue de réduire ces écarts ont été réalisés de 1985 à 1991⁷². Mise à part la consommation plus forte d'alcool chez les personnes plus riches, on a noté une association inverse entre toutes les mesures de comportements ayant un effet indésirable sur la santé et diverses mesures du statut socioéconomique (niveau de scolarité, profession, sources de revenu et revenu)⁷³. En outre, la prévalence de la précarité alimentaire dans les ménages canadiens variait fortement selon la situation socioéconomique, les ménages les plus pauvres courant le plus grand risque⁷⁴.

Lors d'une étude de suivi sur la mortalité menée sur 10 ans auprès de personnes ayant participé à l'enquête Nutrition Canada au début des années 1970, on a associé à des indicateurs de faible statut socioéconomique d'importants facteurs de risque de décès, ainsi que la mortalité toutes causes confondues chez les adultes¹⁰.

Les données sur la mortalité et sur l'incapacité recueillies lors de deux cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population de Statistique Canada²⁴ ont permis de démontrer qu'il existait aussi d'importantes différences d'espérance de vie sans incapacité en fonction du revenu et du niveau de scolarité, ainsi que de comportements posant un risque pour la santé, comme le tabagisme, le niveau d'activité physique et l'indice de masse corporelle. Les différences d'origine socioéconomique étaient réduites mais non éliminées lorsqu'on tenait compte de ces comportements de risque.

Graphique 11

Causes de décès pour lesquels on note un progrès vers l'objectif Santé pour tous; taux comparatifs de mortalité (TCM) pour 100 000 personnes, selon le quintile de revenu du quartier, Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Tableau 9

Taux comparatifs de mortalité pour 100 000 personnes, tous âges confondus, pour certaines causes de décès, selon le sexe et le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996

| | Total | Q1 | Q2 | Q3 | Q4 | Q5 | RT [†] | DT [‡] | Excédent [§] | % excé- dantaire ^{††} |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|---------|-----------------|-----------------|-----------------------|-----------------------------------|
| Toutes causes de décès confondues^{††} | | | | | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 712,8 | 615,9 | 641,9 | 701,9 | 710,6 | 847,1 | 1,38 | 231,2 | 96,9 | 13,6 |
| 1986 | 589,7 | 526,9 | 547,5 | 566,1 | 595,8 | 702,9 | 1,33 | 175,9 | 62,8 | 10,6 |
| 1991 | 526,3 | 468,3 | 492,6 | 497,3 | 541,9 | 630,5 | 1,35 | 162,2 | 58,0 | 11,0 |
| 1996 | 502,0 | 450,0 | 472,8 | 474,6 | 505,1 | 593,1 | 1,32 | 143,1 | 51,9 | 10,3 |
| Hommes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 961,7 | 801,4 | 849,3 | 936,1 | 942,5 | 1 186,9 | 1,48 | 385,5 | 160,2 | 16,7 |
| 1986 | 792,4 | 675,3 | 713,3 | 752,9 | 808,9 | 983,9 | 1,46 | 308,7 | 117,1 | 14,8 |
| 1991 | 706,7 | 588,1 | 645,9 | 669,3 | 735,5 | 880,4 | 1,50 | 292,3 | 118,6 | 16,8 |
| 1996 | 663,9 | 567,9 | 608,5 | 630,6 | 672,8 | 813,5 | 1,43 | 245,6 | 96,0 | 14,5 |
| Femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 523,1 | 474,4 | 483,2 | 524,7 | 533,2 | 584,8 | 1,23 | 110,3 | 48,7 | 9,3 |
| 1986 | 440,0 | 420,9 | 426,1 | 428,0 | 437,3 | 489,1 | 1,16 | 68,1 | 19,1 | 4,3 |
| 1991 | 394,4 | 380,8 | 384,6 | 372,3 | 399,2 | 440,9 | 1,16 | 60,1 | 13,7 | 3,5 |
| 1996 | 385,2 | 367,2 | 376,6 | 363,0 | 383,7 | 427,7 | 1,16 | 60,5 | 18,0 | 4,7 |
| Cardiopathie ischémique | | | | | | | | | | |
| Hommes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 338,3 | 289,9 | 300,4 | 335,6 | 324,0 | 406,8 | 1,40 | 116,9 | 48,4 | 14,3 |
| 1986 | 217,8 | 190,1 | 208,4 | 215,7 | 225,2 | 246,4 | 1,30 | 56,3 | 27,7 | 12,7 |
| 1991 | 165,7 | 142,5 | 161,7 | 159,1 | 172,4 | 190,1 | 1,33 | 47,6 | 23,2 | 14,0 |
| 1996 | 145,3 | 126,8 | 137,0 | 140,6 | 149,7 | 165,7 | 1,31 | 38,8 | 18,5 | 12,7 |
| Femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 150,2 | 135,7 | 140,1 | 144,9 | 154,2 | 167,1 | 1,23 | 31,4 | 14,5 | 9,7 |
| 1986 | 99,0 | 95,7 | 94,8 | 94,6 | 98,7 | 109,2 | 1,14 | 13,5 | 3,3 | 3,3 |
| 1991 | 76,9 | 73,5 | 72,8 | 72,4 | 78,9 | 86,2 | 1,17 | 12,7 | 3,4 | 4,4 |
| 1996 | 67,3 | 61,7 | 64,4 | 61,8 | 68,3 | 77,0 | 1,25 | 15,3 | 5,6 | 8,3 |
| Traumatismes, sauf les accidents d'automobile et le suicide | | | | | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 27,1 | 18,6 | 23,9 | 22,6 | 27,1 | 42,2 | 2,27 | 23,6 | 8,5 | 31,5 |
| 1986 | 18,4 | 14,2 | 14,8 | 15,8 | 18,2 | 28,8 | 2,03 | 14,6 | 4,2 | 22,7 |
| 1991 | 16,6 | 13,5 | 13,6 | 15,1 | 16,0 | 25,3 | 1,88 | 11,8 | 3,1 | 18,7 |
| 1996 | 16,0 | 12,7 | 14,7 | 13,2 | 15,4 | 23,5 | 1,85 | 10,8 | 3,3 | 20,8 |
| Cirrhose du foie | | | | | | | | | | |
| Hommes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 16,2 | 8,2 | 9,9 | 14,6 | 15,3 | 29,9 | 3,66 | 21,7 | 8,1 | 49,7 |
| 1986 | 13,4 | 8,6 | 7,8 | 13,5 | 14,8 | 21,8 | 2,55 | 13,3 | 4,9 | 36,2 |
| 1991 | 11,9 | 7,5 | 8,4 | 9,1 | 13,1 | 21,2 | 2,85 | 13,8 | 4,4 | 37,2 |
| 1996 | 10,2 | 6,7 | 7,3 | 8,9 | 11,2 | 16,7 | 2,50 | 10,0 | 3,5 | 34,2 |
| Femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 7,5 | 4,5 | 6,0 | 8,0 | 6,3 | 11,9 | 2,66 | 7,4 | 3,0 | 40,1 |
| 1986 | 5,3 | 4,0 | 4,4 | 5,2 | 5,6 | 6,8 | 1,67 | 2,7 | 1,2 | 23,1 |
| 1991 | 4,6 | 3,0 | 4,4 | 3,5 | 4,6 | 7,3 | 2,42 | 4,3 | 1,6 | 34,3 |
| 1996 | 3,4 | 3,6 | 3,3 | 3,4 | 3,5 | 3,4 | 0,95 | -0,2 | -0,2 | -5,6 |
| Cancer de l'utérus | | | | | | | | | | |
| Femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 10,4 | 6,2 | 8,4 | 11,5 | 11,8 | 13,3 | 2,16 | 7,1 | 4,2 | 40,6 |
| 1986 | 6,0 | 4,5 | 5,5 | 5,9 | 5,7 | 8,2 | 1,82 | 3,7 | 1,5 | 24,6 |
| 1991 | 5,7 | 4,7 | 5,3 | 5,5 | 5,4 | 7,4 | 1,58 | 2,7 | 1,0 | 17,9 |
| 1996 | 5,3 | 4,3 | 5,1 | 5,6 | 5,1 | 6,4 | 1,50 | 2,1 | 1,1 | 20,2 |
| Troubles périnataux | | | | | | | | | | |
| Garçons et filles | | | | | | | | | | |
| 1971 | 11,4 | 8,0 | 9,6 | 11,8 | 12,0 | 15,1 | 1,90 | 7,1 | 3,4 | 30,1 |
| 1986 | 4,7 | 3,7 | 3,9 | 4,7 | 5,0 | 6,3 | 1,70 | 2,6 | 1,0 | 21,4 |
| 1991 | 3,4 | 2,9 | 2,7 | 2,8 | 3,9 | 4,6 | 1,57 | 1,7 | 0,5 | 13,4 |
| 1996 | 3,6 | 2,4 | 3,7 | 3,8 | 3,3 | 4,7 | 1,94 | 2,3 | 1,2 | 33,6 |
| Piétons fauchés par une automobile | | | | | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 4,4 | 2,3 | 3,2 | 5,0 | 5,0 | 5,7 | 2,45 | 3,4 | 2,0 | 46,7 |
| 1986 | 1,9 | 1,5 | 1,6 | 1,9 | 1,9 | 2,6 | 1,78 | 1,2 | 0,4 | 22,9 |
| 1991 | 1,6 | 0,9 | 1,5 | 1,4 | 1,8 | 2,3 | 2,44 | 1,4 | 0,7 | 42,1 |
| 1996 | 1,2 | 0,9 | 1,1 | 0,8 | 1,4 | 1,8 | 2,13 | 1,0 | 0,4 | 31,5 |
| Occupants d'automobiles | | | | | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 14,1 | 13,6 | 14,1 | 15,6 | 15,3 | 12,5 | 0,92 | -1,1 | 0,5 | 3,7 |
| 1986 | 8,6 | 9,4 | 8,8 | 8,4 | 8,3 | 8,2 | 0,87 | -1,2 | -0,9 | -10,1 |
| 1991 | 7,1 | 8,9 | 7,5 | 6,6 | 6,6 | 6,5 | 0,74 | -2,3 | -1,7 | -24,5 |
| 1996 | 5,4 | 6,6 | 7,1 | 5,0 | 4,8 | 3,5 | 0,53 | -3,1 | -1,2 | -22,3 |

| | Total | Q1 | Q2 | Q3 | Q4 | Q5 | RT† | DT‡ | Excédent§ | % excé- dantaire†† |
|--------------------------------|-------|------|------|------|------|------|------|------|-----------|-----------------------|
| Cancer du poumon | | | | | | | | | | |
| Hommes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 61,4 | 48,5 | 49,0 | 58,6 | 64,6 | 77,1 | 1,59 | 28,6 | 12,9 | 21,0 |
| 1986 | 73,0 | 51,7 | 62,3 | 72,0 | 77,2 | 94,8 | 1,83 | 43,0 | 21,2 | 29,1 |
| 1991 | 69,2 | 54,6 | 58,3 | 64,8 | 73,6 | 91,6 | 1,68 | 37,0 | 14,5 | 21,0 |
| 1996 | 63,6 | 51,5 | 56,6 | 60,7 | 67,2 | 80,1 | 1,56 | 28,6 | 12,1 | 19,1 |
| Cancer du sein | | | | | | | | | | |
| Femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 28,5 | 30,7 | 28,0 | 28,9 | 28,1 | 27,8 | 0,90 | -3,0 | -2,2 | -7,7 |
| 1986 | 30,2 | 29,9 | 30,6 | 30,0 | 30,5 | 29,8 | 1,00 | -0,1 | 0,3 | 0,9 |
| 1991 | 27,7 | 28,8 | 28,4 | 27,2 | 25,5 | 28,4 | 0,99 | -0,3 | -1,0 | -3,8 |
| 1996 | 26,7 | 30,4 | 25,5 | 26,2 | 25,8 | 26,6 | 0,88 | -3,8 | -3,7 | -13,8 |
| Cancer de la prostate | | | | | | | | | | |
| Hommes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 19,8 | 18,1 | 22,1 | 22,9 | 18,0 | 18,7 | 1,03 | 0,6 | 1,7 | 8,7 |
| 1986 | 23,1 | 22,7 | 25,8 | 21,9 | 23,6 | 22,3 | 0,99 | -0,3 | 0,5 | 2,0 |
| 1991 | 23,1 | 24,6 | 23,6 | 24,5 | 21,4 | 22,0 | 0,90 | -2,5 | -1,5 | -6,6 |
| 1996 | 20,9 | 24,4 | 21,6 | 21,0 | 20,0 | 18,0 | 0,74 | -6,4 | -3,5 | -16,5 |
| Suicide | | | | | | | | | | |
| Hommes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 18,8 | 14,5 | 15,5 | 17,5 | 19,2 | 26,1 | 1,80 | 11,6 | 4,3 | 22,8 |
| 1986 | 20,8 | 15,8 | 15,8 | 16,3 | 22,3 | 33,0 | 2,10 | 17,3 | 5,0 | 24,2 |
| 1991 | 18,1 | 13,9 | 14,6 | 17,5 | 19,0 | 25,1 | 1,81 | 11,2 | 4,2 | 23,4 |
| 1996 | 18,7 | 15,6 | 13,8 | 17,3 | 18,4 | 27,5 | 1,76 | 11,9 | 3,2 | 16,9 |
| Femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 8,2 | 8,5 | 8,6 | 7,7 | 7,5 | 9,0 | 1,06 | 0,5 | -0,3 | -3,2 |
| 1986 | 6,4 | 4,9 | 5,2 | 4,4 | 7,5 | 10,3 | 2,11 | 5,4 | 1,5 | 23,7 |
| 1991 | 5,2 | 3,2 | 3,8 | 5,3 | 4,9 | 8,7 | 2,75 | 5,5 | 2,1 | 39,3 |
| 1996 | 5,5 | 3,4 | 4,3 | 4,1 | 6,6 | 8,6 | 2,53 | 5,2 | 2,1 | 38,4 |
| Cancer du poumon | | | | | | | | | | |
| Femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 8,8 | 7,7 | 8,5 | 6,8 | 10,3 | 10,1 | 1,32 | 2,5 | 1,1 | 12,7 |
| 1986 | 23,1 | 18,7 | 21,6 | 21,8 | 23,7 | 28,0 | 1,49 | 9,2 | 4,3 | 18,8 |
| 1991 | 27,8 | 25,6 | 25,6 | 26,9 | 27,8 | 32,6 | 1,27 | 7,0 | 2,2 | 7,9 |
| 1996 | 30,7 | 27,0 | 30,0 | 30,4 | 30,5 | 34,8 | 1,29 | 7,8 | 3,7 | 12,0 |
| Maladies infectieuses | | | | | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 4,6 | 3,4 | 2,9 | 3,9 | 4,5 | 7,6 | 2,25 | 4,2 | 1,3 | 27,2 |
| 1986 | 5,8 | 3,9 | 3,6 | 4,7 | 6,4 | 10,1 | 2,58 | 6,2 | 1,9 | 32,6 |
| 1991 | 10,2 | 5,1 | 6,4 | 8,0 | 11,3 | 20,4 | 3,99 | 15,3 | 5,0 | 49,5 |
| 1996 | 10,5 | 6,0 | 7,5 | 7,6 | 11,0 | 20,5 | 3,41 | 14,5 | 4,5 | 42,7 |
| Affections mal définies | | | | | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 4,4 | 2,6 | 3,7 | 3,6 | 4,1 | 6,9 | 2,62 | 4,3 | 1,8 | 40,5 |
| 1986 | 8,0 | 5,3 | 5,0 | 7,0 | 8,0 | 13,8 | 2,60 | 8,5 | 2,7 | 33,6 |
| 1991 | 11,5 | 8,1 | 8,4 | 10,0 | 12,3 | 18,3 | 2,27 | 10,3 | 3,4 | 29,6 |
| 1996 | 10,0 | 6,7 | 7,3 | 8,2 | 10,6 | 17,0 | 2,52 | 10,2 | 3,3 | 32,8 |
| Troubles mentaux | | | | | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 2,7 | 1,6 | 1,8 | 2,1 | 1,8 | 5,9 | 3,74 | 4,3 | 1,2 | 42,2 |
| 1986 | 5,9 | 4,3 | 4,9 | 4,6 | 5,2 | 10,1 | 2,35 | 5,8 | 1,6 | 27,2 |
| 1991 | 6,1 | 5,6 | 5,4 | 5,2 | 5,9 | 9,0 | 1,62 | 3,5 | 0,6 | 9,6 |
| 1996 | 8,2 | 7,7 | 7,5 | 7,1 | 8,8 | 10,1 | 1,30 | 2,3 | 0,5 | 6,2 |
| Diabète | | | | | | | | | | |
| Hommes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 15,5 | 15,0 | 13,4 | 15,7 | 15,6 | 17,1 | 1,14 | 2,1 | 0,5 | 3,0 |
| 1986 | 13,0 | 10,5 | 14,3 | 12,5 | 13,1 | 14,6 | 1,39 | 4,1 | 2,4 | 18,8 |
| 1991 | 13,7 | 11,3 | 11,5 | 12,2 | 14,5 | 18,8 | 1,67 | 7,5 | 2,5 | 17,9 |
| 1996 | 16,1 | 13,5 | 13,5 | 14,5 | 16,8 | 21,2 | 1,56 | 7,6 | 2,6 | 16,1 |
| Femmes | | | | | | | | | | |
| 1971 | 13,3 | 10,5 | 10,1 | 13,4 | 13,3 | 17,2 | 1,64 | 6,7 | 2,8 | 20,9 |
| 1986 | 9,2 | 8,0 | 8,8 | 9,3 | 9,7 | 10,1 | 1,26 | 2,1 | 1,2 | 12,5 |
| 1991 | 9,2 | 9,1 | 8,2 | 8,6 | 9,8 | 10,6 | 1,17 | 1,6 | 0,2 | 1,7 |
| 1996 | 9,9 | 9,1 | 7,8 | 9,5 | 8,9 | 13,4 | 1,47 | 4,3 | 0,7 | 7,6 |

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.
Nota : Voir le tableau A en annexe pour les codes de la Classification internationale des maladies correspondant à chaque cause. Voir le tableau C pour les erreurs-types.

† Ratios inter-quintiles des taux (Q5/Q1).

‡ Différences inter-quintiles des taux (Q5 - Q1).

§ Fraction étiologique du risque (Total - Q1).

†† Fraction étiologique du risque en pourcentage [$100 \times (\text{Total} - \text{Q1})/\text{Total}$].

‡‡ Comprend les causes pour lesquelles des données détaillées ne sont pas présentées.

la santé publique et d'autres améliorations à long terme. Bien qu'il ait été impossible de répartir la baisse des taux de mortalité liée aux interventions particulières, la diminution du nombre de décès causés par les accidents d'automobile, par exemple, était probablement liée au perfectionnement de la fabrication et de l'utilisation des ceintures de sécurité, des sièges d'enfant, des coussins gonflables, à l'amélioration des pneus et des freins, à la conception sécuritaire des véhicules et des casques de vélo, ainsi qu'à l'augmentation du transport scolaire, à l'amélioration des traitements d'urgence des traumatismes et à l'application plus stricte des lois contre la vitesse excessive et l'alcool au volant. Des améliorations semblables à la réglementation, aux politiques, aux campagnes de sensibilisation, aux traitements d'urgence et à la sécurité des produits s'appliquaient aussi à la prévention des décès par noyade, par incendie ou par empoisonnement.

Pour la cirrhose du foie chez les hommes (graphique 11D), on a constaté un progrès, particulièrement pour le quintile le plus pauvre, mais les différences inter-quintiles demeuraient importantes. Chez les femmes (graphique 11E), les différences de mortalité par cirrhose du foie selon le revenu semblent avoir disparu.

Les différences selon le revenu ont également diminué pour la mortalité par cancer de l'utérus (y compris celui du col) (graphique 11F). Les quintiles les plus pauvres, pour lesquels le taux est demeuré le plus élevé pendant la période de 25 ans observée, affichaient la réduction des écarts la plus importante. Néanmoins, les écarts d'origine socioéconomique des taux de mortalité par cancer de l'utérus restaient importants et les taux d'ensemble enregistrés au Canada étaient assez élevés comparativement aux meilleures normes internationales. Durant la période de référence, le dépistage du cancer du col de l'utérus au Canada a été moins fréquent chez les femmes âgées et les femmes seules, ainsi que chez celles ayant fait peu d'études, ne parlent pas l'anglais ou étant nées à l'étranger et chez celles qui présentaient des comportements ou un mode de vie ayant un effet négatif sur la santé. Il serait donc possible de réduire davantage le nombre de décès évitables au moyen d'un dépistage précoce⁷⁵.

Pour les troubles périnataux (graphique 11G), les tendances ressemblent à celles relevées pour la mortalité infantile globale. Les TCM ont fléchi considérablement pour tous les quintiles, mais la variation la plus marquée a été celle observée pour les quintiles les plus pauvres, si bien que l'écart inter-quintile a chuté de 7,1 en 1971 à 2,3 en 1996. En ce qui concerne les différences d'origine

socioéconomique entre les taux de mortalité périnatale et ceux de la mortalité infantile globale, on a procédé à un examen minutieux des meilleures données disponibles, qui résultaient du couplage des données de recensement et de celles des registres médicaux des naissances pour un grand nombre d'années dans les pays nordiques⁷⁶ : cet examen a permis de constater que, si les facteurs de risque comportementaux et sociodémographiques étaient des variables explicatives importantes de la mortalité foetale et infantile, il en était de même des variables de statut socioéconomique, comme le niveau de scolarité et le revenu de la mère. Au Canada, on a observé une forte association entre le faible niveau de scolarité de la mère et la surmortalité foetale et infantile au Québec, qui était attribuable en grande partie à la surmortalité due à des troubles périnataux et au syndrome de mort subite du nourrisson²⁰.

Pour les décès de piétons fauchés par une automobile (graphique 11H), les taux de mortalité ont fléchi rapidement durant la période de référence et les différences selon le revenu ont également diminué.

Causes de décès pour lesquelles les résultats ont peu changé, ne révèlent aucune tendance ou dont le gradient inter-quintile est inversé

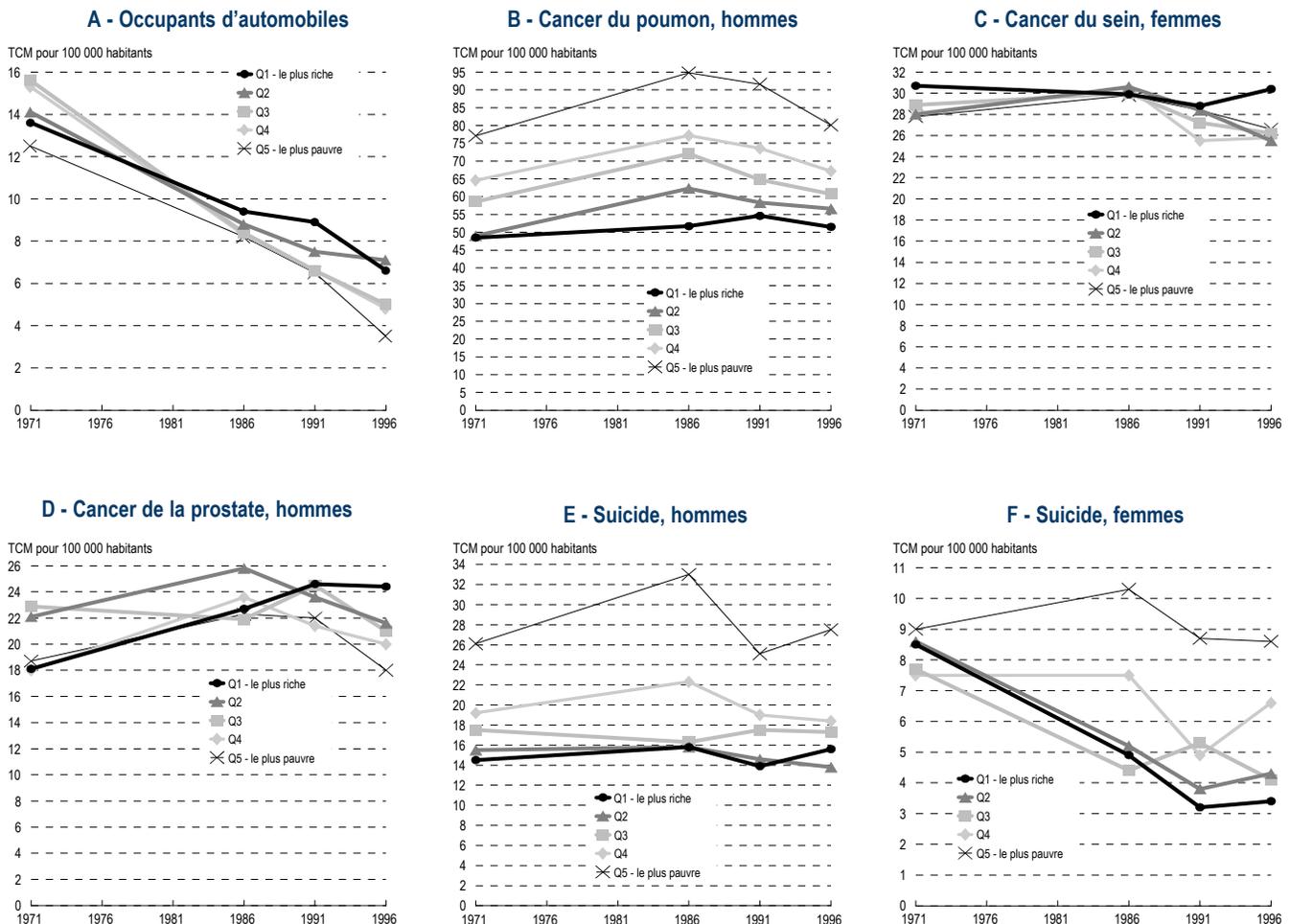
Pour quelques causes de décès, les valeurs des taux et des différences de taux selon le revenu ont peu varié ou ne révèlent aucune tendance, ou encore les différences selon le revenu formaient un gradient contraire à celui qui s'observe habituellement. Ces causes incluaient les accidents d'automobile pour les deux sexes, le cancer du poumon, le cancer de la prostate et le suicide chez les hommes et le cancer du sein chez les femmes (graphique 12 et partie médiane du tableau 9).

Pour les décès d'occupants et occupantes d'automobiles impliqués dans un accident de la circulation (graphique 12A), le gradient de mortalité selon le revenu était inversé, les taux les plus faibles étant enregistrés pour les quintiles les plus pauvres et les taux les plus élevés, pour les quintiles les plus riches. Cette situation pourrait être due en partie à une différence d'exposition au risque, le nombre de kilomètres-véhicules étant peut-être plus faible pour les membres des quintiles les plus pauvres.

Pour le cancer du poumon chez les hommes (graphique 12B), la variation nette de la différence de mortalité selon le revenu et des taux de mortalité de 1971 à 1996 était faible. Cependant, aussi bien les taux que les écarts des taux ont atteint un sommet en 1986.

Graphique 12

Causes de décès pour lesquelles on note peu de changements, il n'y a aucune tendance particulière ou on observe une inversion des courbes inter-quintiles; taux comparatifs de mortalité (TCM), selon le quintile de revenu du quartier, Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

En ce qui concerne le cancer du sein chez les femmes (graphique 12C), le gradient de mortalité selon le revenu était également inversé, les taux étant un peu plus élevés pour le quintile le plus riche que pour les autres quintiles. Une autre étude a conclu que le risque multidimensionnel comparatif d'être atteinte (par opposition à mourir) d'un cancer du sein après la ménopause au Canada était de 1,3 pour une forte suffisance du revenu par opposition à une faible suffisance et de 1,4 pour un niveau de scolarité élevé par opposition à un faible niveau⁷⁷. Les variables de contrôle englobaient divers facteurs qui varient selon le statut socioéconomique, comme l'âge à l'apparition des premières règles, l'âge au moment de la première grossesse, le nombre de naissances vivantes, le nombre de mois d'allaitement naturel et la taille de la

mère. Ces résultats laissent entendre que dans le cas du cancer du sein, les différences d'origine socioéconomique concernant les facteurs de risque pourraient être favorables aux femmes de faible statut socioéconomique.

Pour le cancer de la prostate (graphique 12D), le taux de mortalité des hommes du quintile le plus riche a augmenté, pour passer d'un des taux les plus faibles en 1971 au taux définitivement le plus élevé en 1996. Cette année-là, le gradient de mortalité selon le revenu était nettement inversé. Cependant, le fléchissement modeste des taux de mortalité par cancer de la prostate au Canada au début des années 1990 n'était vraisemblablement pas attribuable au dépistage⁷⁸.

Sauf dans le cas du cancer de l'utérus, pour lequel la réduction des taux de mortalité et de l'écart des

taux selon le revenu a été impressionnante, assez peu de progrès ont été réalisés au Canada en vue d'atteindre l'objectif Santé pour tous^{1,79} pour la plupart des décès attribuables aux autres formes de cancer. Cependant, une comparaison internationale de la survie au cancer à Toronto et à Détroit révèle que les taux d'incidence du cancer étaient comparables dans les deux villes, mais que les taux de survie étaient plus élevés à Toronto qu'à Détroit, particulièrement dans les régions les plus pauvres. Ces constatations sous-entendent qu'au Canada, les résultats du traitement ne dépendaient pas fortement du revenu, contrairement à ce que l'on a observé aux États-Unis⁸⁰.

Durant la période de référence, la variation nette des taux de mortalité par suicide chez les hommes a été faible (graphique 12E), qu'il s'agisse des niveaux ou des écarts. Cependant, chez les femmes, les taux de mortalité par suicide ont généralement reculé (graphique 12F), sauf pour le quintile le plus pauvre. La mortalité par suicide élevée, particulièrement chez les hommes, demeurait un problème au Canada. Alors que la mortalité due à d'autres causes a diminué, l'importance relative de cette cause de décès a progressé et représentait une part croissante du fardeau global de la surmortalité associée aux inégalités socioéconomiques.

Différence de vulnérabilité au cancer du poumon chez les fumeurs et effets de l'exposition à la fumée des autres

Les importantes différences d'origine socioéconomique entre les taux de mortalité par cancer du poumon ont été un problème persistant chez les hommes et un problème dont l'importance a augmenté rapidement chez les femmes au Canada. Bien que les causes les plus évidentes aient été sans contredit l'augmentation de la fréquence du tabagisme chez les femmes et les taux antérieurement élevés de tabagisme chez les hommes, plusieurs études réalisées dans d'autres pays ont permis de constater que les variations de la prévalence du tabagisme selon le groupe socioéconomique n'expliquent pas entièrement les différences d'incidence du cancer du poumon et de la mortalité due à ce cancer attribuables au statut socioéconomique. Selon les données de l'étude de suivi de la mortalité menée sur 17 ans à Copenhague, même chez les fumeurs, l'incidence du cancer du poumon était trois fois plus élevée pour les hommes appartenant à la classe inférieure que pour ceux de la classe supérieure⁸¹. Selon les chercheurs, les différences de vulnérabilité au cancer du poumon étaient l'explication la plus plausible de cet écart, puisque les variations de l'usage du tabac selon la classe sociale n'expliquaient qu'environ 20 % du risque excédentaire. Deux études de cohortes réalisées en Écosse ont aussi mené à la conclusion que le risque d'être atteint d'un cancer du poumon variait selon la classe sociale, outre l'effet du tabagisme, et que cet écart du risque pourrait être dû à une mauvaise santé pulmonaire, aux privations et aux conditions socioéconomiques défavorables au cours de la vie⁸². En Finlande, une étude de suivi de la mortalité sur sept années chez les hommes de 50 à 69 ans pour lesquels on disposait de renseignements complets sur les antécédents d'usage du tabac a permis de démontrer que la mortalité par cancer du poumon chez les gros

fumeurs ayant un faible niveau de scolarité excédait d'environ un tiers celui enregistré pour leurs homologues plus scolarisés et que le risque excédentaire ne variait pour ainsi dire pas après correction supplémentaire pour tenir compte de l'inhalation de la fumée et de la durée de l'usage du tabac et après correction partielle pour tenir compte des expositions professionnelles⁸³.

Cependant, en plus de la variation de la prévalence du tabagisme en fonction de diverses mesures du statut socioéconomique, l'exposition résidentielle et professionnelle à la fumée des autres pourrait aussi expliquer le risque accru d'être atteint d'un cancer du poumon chez les Canadiennes qui n'ont jamais fumé⁸⁴. En fait, environ la moitié de l'incidence plus élevée du cancer du poumon chez les non-fumeuses comptant neuf années d'études ou moins semble avoir été associée partiellement à l'exposition plus importante à la fumée des autres au cours de la vie, au domicile et au lieu de travail. Selon une autre étude cas-témoin réalisée récemment au Canada, le risque relatif corrigé d'être atteint d'un cancer du poumon était de 1,5 et 1,7 respectivement pour les hommes et pour les femmes ayant un faible revenu comparativement au groupe de revenu le plus élevé⁸⁵. Des écarts semblables du risque ont été observés entre un niveau de scolarité faible et un niveau élevé. Ces résultats donnent à penser que les ratios des taux de mortalité selon le revenu du quartier figurant dans la présente étude constituent une estimation raisonnable, voire prudente, du risque excédentaire associé aux indicateurs du statut socioéconomique portant sur les particuliers et que le risque excédentaire enregistré pour les groupes de faible statut socioéconomique n'était pas dû simplement à des différences de comportements à risque tels que leur propre usage du tabac.

Causes de décès pour lesquelles les taux de mortalité et les différences selon le revenu ont augmenté

Pour quelques causes de décès, les taux de mortalité ont augmenté et les écarts selon le revenu se sont accentués. Ces causes incluaient le cancer du poumon chez la femme, ainsi que les maladies infectieuses, les affections mal définies, les troubles mentaux et le diabète chez les deux sexes (graphique 13 et partie inférieure du tableau 9).

Le taux de mortalité par cancer du poumon a augmenté rapidement chez les femmes de tous les quintiles de revenu (graphique 13A) et l'écart entre les riches et les pauvres s'est accentué. À partir de

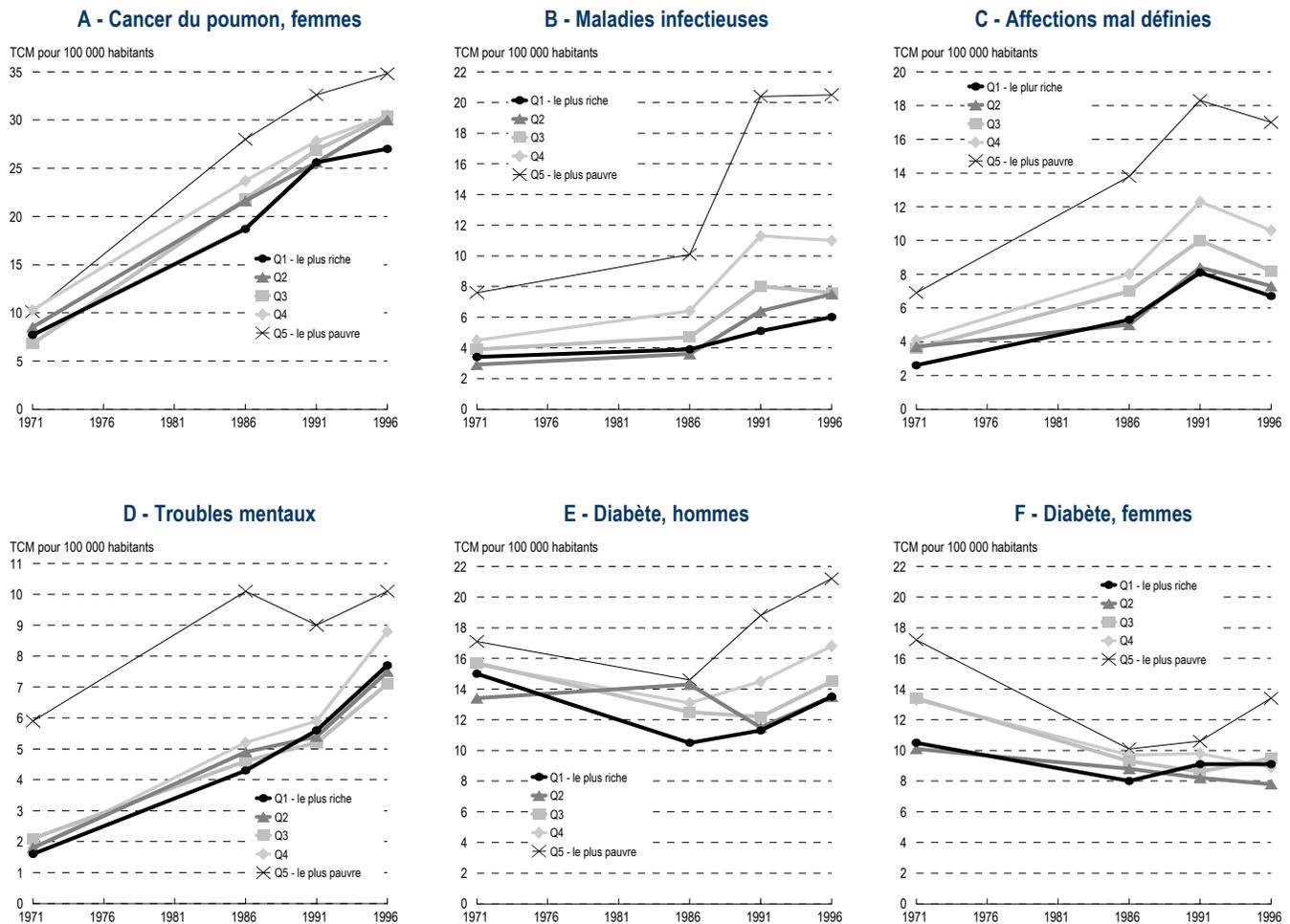
1986, les taux ont été nettement plus élevés pour le quintile le plus pauvre que pour les quatre autres (voir l'encadré *Différence de vulnérabilité au cancer du poumon chez les fumeurs et effets de l'exposition à la fumée des autres*).

En partie à cause du sida, les taux de mortalité due aux maladies infectieuses (graphique 13B) ont augmenté considérablement, surtout de 1986 à 1996, et la différence de mortalité selon le revenu s'est accentuée.

Des études de suivi menées à Vancouver ont montré qu'après l'infection par le virus de l'immunodéficience humaine (qui cause le sida), la durée de la vie des hommes qui touchaient un faible

Graphique 13

Causes de décès pour lesquels les taux de mortalité et les différences de mortalité selon le revenu ont augmenté; taux comparatifs de mortalité (TCM), selon le quintile de revenu du quartier, Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.
Nota : Les maladies infectieuses incluent les occurrences de sida pour 1986, qui avaient été classées « maladies métaboliques » à l'origine.

revenu était plus courte⁸⁶, l'évolution de la maladie étant plus lente chez les hommes ayant un revenu élevé, malgré l'administration d'un même traitement⁸⁷. Tant à Vancouver qu'à Toronto, les cas de tuberculose étaient environ quatre fois plus fréquents pour le décile inférieur de revenu du quartier que pour le décile supérieur⁸⁸. Chez les immigrants qui se sont établis en Ontario, le risque de contracter la tuberculose après l'arrivée au Canada était plus élevé pour les personnes provenant de pays où la maladie était endémique; toutefois, même après correction pour tenir compte du pays d'origine et d'autres facteurs de risque, le risque demeurait plus élevé pour les personnes ayant un faible niveau de scolarité⁸⁹. Aux États-Unis, le statut socioéconomique du quartier expliquait une part importante du risque accru de tuberculose qui avait été attribuée antérieurement à la race et à l'ethnicité⁹⁰.

Dans le cas des affections mal définies (graphique 13C), les taux de mortalité ont augmenté et les écarts entre quintiles se sont accentués. Ces variations pourraient refléter le déclin de longue durée de la proportion de décès qui ont fait l'objet d'une autopsie (données de l'état civil sur les autopsies, non présentées). Si on avait attribué une cause particulière à ces décès, les différences d'origine socioéconomique notées pour les autres causes de décès auraient été un peu plus importantes. Cependant, la plupart des décès pour lesquels le code de cause est celui des affections mal définies étaient vraisemblablement attribuables à l'une des causes principales de décès, dont les maladies cardiovasculaires et le cancer. Par conséquent, il est peu probable, quelle que soit la cause de décès, que le code existant ait influé indûment sur la tendance des différences d'origine socioéconomique.

Les taux de mortalité due à des troubles mentaux (graphique 13D) ont augmenté rapidement et sont restés relativement élevés pour le quintile le plus pauvre. Quoique inclus dans cette catégorie, l'alcoolisme n'était pas responsable de cette hausse des taux (données non présentées).

En ce qui concerne le diabète chez les hommes (graphique 13E), pour la plupart des quintiles, les taux de mortalité ont diminué de 1971 à 1986, mais ont augmenté de 1986 à 1996. Puisque la hausse durant cette dernière période a été particulièrement importante pour les quintiles les plus pauvres, les différences inter-quintiles de taux se sont accentuées de 1986 à 1996. Dans le cas du diabète chez les femmes (graphique 13F), pour tous les quintiles, les taux de mortalité ont chuté de 1971 à 1986, puis n'ont presque plus varié de 1986 à 1996, sauf pour le quintile le plus pauvre, où le taux a augmenté de façon marquée. Par conséquent, les différences inter-

quintiles de taux étaient considérablement plus importantes en 1996 qu'en 1986. Les tendances observées tant pour les taux globaux que pour les différences socioéconomiques de mortalité par diabète sont inquiétantes et méritent d'être étudiées plus en détail. Il faudrait examiner les liens possibles avec les tendances relatives à l'obésité et au mode de vie sédentaire, ainsi que les écarts selon l'origine ethnique et le lieu de naissance⁹¹.

Moment où ont eu lieu les variations des taux de mortalité

Le moment de la variation des taux de mortalité diffèrait selon la cause de décès. Pour certaines causes, la plupart des progrès ont eu lieu de 1971 à 1986, juste après le lancement du programme universel d'assurance-maladie au Canada. Pour d'autres, les progrès se sont poursuivis assez régulièrement pendant toute la période de 25 ans étudiée ou se sont même accélérés durant les 10 dernières années (de 1986 à 1996). Pour quelques causes, la situation s'est détériorée pendant la dernière décennie, surtout dans l'intervalle de cinq ans entre 1991 et 1996, période où le chômage ainsi que la prévalence et l'intensité du faible revenu ont augmenté dans les régions urbaines du Canada^{94,95}, de même que l'inégalité des richesses⁹⁶. Néanmoins, de 1985 à 1995, si l'on considère le Canada dans son ensemble et que l'on tient compte des effets de l'impôt sur le revenu et des transferts gouvernementaux, le niveau de revenu disponible des familles est devenu plus uniforme⁹⁷.

Le revenu ou d'autres facteurs?

Bien que les quintiles utilisés dans la présente étude soient fondés sur le classement des secteurs de recensement en fonction d'une mesure du revenu adéquat, ils diffèrent systématiquement les uns des autres en ce qui a trait à divers facteurs socioéconomiques, dont les sources de revenu, le mode d'occupation du logement (possédé ou loué), le niveau de scolarité, la profession, le chômage et la période d'immigration. Donc, l'association importante observée entre la mortalité et le revenu ne signifie pas nécessairement que le revenu, plutôt qu'une ou plusieurs autres caractéristiques, était le facteur déterminant. Il ne suffit pas de déterminer simplement quelle caractéristique est la plus étroitement liée à la mortalité ou de « contrôler » statistiquement l'effet des autres facteurs. Il faut plutôt soutenir que divers facteurs socioéconomiques se dessinent au cours de la vie d'une personne et agissent à différents moments de celle-ci. Ainsi, le niveau de scolarité, habituellement atteint vers le milieu de la vingtaine, fournit des

Limites

Généralisation des résultats. La présente étude est basée sur le revenu du quartier plutôt que sur le revenu personnel ou du ménage, et les résultats s'appliquent aux 60 % des Canadiens qui vivaient dans les régions métropolitaines. Cependant, les résultats d'autres études réalisées au Canada^{8 à 22,24} ont laissé entendre que le profil des différences de taux de mortalité selon le groupe socioéconomique établi ici est un reflet raisonnable, voire légèrement prudent, de ce que l'on pourrait attendre d'une analyse axée sur la personne. En outre, ces études ont indiqué que les inégalités n'étaient pas limitées aux résidents des régions métropolitaines de recensement (RMR) ni aux personnes vivant hors établissement. En effet, des études de suivi basées sur le revenu personnel ont suggéré des écarts selon le revenu plus importants que la présente étude, qui est fondée sur des mesures du revenu à l'échelon du quartier, même si l'on tient compte de l'effet de l'état de santé initial et des facteurs de risque connus.

Mortalité plus faible chez les immigrants. Les taux de mortalité étaient plus faibles chez les immigrants, particulièrement ceux arrivés récemment, que chez les Canadiens de naissance⁹². Puisque la proportion de personnes nées à l'étranger était plus élevée pour les quintiles pauvres que pour les quintiles riches et qu'elle a augmenté ces dernières années, on pourrait s'attendre à ce que la relation entre le revenu et la mortalité soit devenue moins visible et à ce que cet effet confusionnel ait pris de l'importance au cours du temps, particulièrement de 1991 à 1996. Pour 1986²⁸, la différence inter-quintile d'espérance de vie à la naissance chez les personnes nées au Canada était supérieure de 1,1 année à celle de l'ensemble de la population hors établissement des RMR.

Sous-dénombrement inégal au recensement. L'effet des écarts de sous-dénombrement net du recensement en fonction du revenu a également été estimé pour 1986. Une correction grossière pour tenir compte du sous-dénombrement net a réduit la différence inter-quintile d'espérance de vie à la naissance d'environ 0,5 année. Comme le sous-dénombrement net a augmenté lors des derniers recensements, il est vraisemblable que l'effet de la correction ait été un peu plus important pour 1991 et 1996. En 1986, les deux rajustements (limitation aux personnes nées au Canada et correction pour la différence de sous-dénombrement net du recensement) ont eu pour effet combiné d'accroître de 0,6 année la différence inter-quintile d'espérance de vie à la naissance.

Renversement des rapports de taux de mortalité aux âges avancés. Les différences de ratios de taux de mortalité les plus

prononcées ont été observées pour la toute petite enfance et pour les principales années d'activité. Par contre, pour le groupe des 85 ans et plus, les ratios des taux calculés pour le quintile le plus pauvre comparé au quintile le plus riche étaient inférieurs à 1,00 en 1991 et en 1996, un renversement qui a également été observé chez les personnes âgées de race noire aux États-Unis⁹³. Cet effet pourrait être dû en partie à un écart entre les taux de survie et en partie à l'exclusion des résidents des établissements de santé, qui représentaient environ le tiers du groupe des 85 ans et plus. Il pourrait aussi exister un biais de numérateur-dénominateur, car la méthode utilisée pour exclure les résidents des établissements de santé de la population observée (d'après la classification des types de logements collectifs du recensement) différait de celle utilisée pour les exclure de l'ensemble des personnes décédées (d'après des listes d'établissements de santé reconnues par les gouvernements provinciaux).

Changements au cours du temps. Il est évident que l'on doit interpréter avec prudence des changements au cours du temps calculés en fonction du revenu du quartier. Par exemple, si les logements des pauvres avaient été répartis plus ou moins également entre les divers quartiers en 1996 au lieu d'être concentrés dans les quartiers pauvres comme cela était le cas en 1971 (et en 1996), les écarts entre les quintiles, tels qu'ils ont été mesurés dans cette étude, auraient été plus faibles, même si les taux relatifs de mortalité pour les particuliers n'avaient pas varié. Cependant, pour les secteurs de recensement (SR) faisant partie des régions métropolitaines les plus grandes du Canada, la ségrégation des lieux de résidence selon le revenu semble s'être intensifiée plutôt qu'amenuisée de 1991 à 1996⁹⁴.

Différence de coût de la vie selon la RMR. En construisant les quintiles pour chaque RMR avant de les agréger à l'échelon national, on a réduit au minimum l'effet éventuel des différences de revenu, de coûts de logement et d'autres coûts de la vie entre les régions métropolitaines. Les quintiles établis à l'échelon de la RMR ont révélé en outre des différences d'espérance de vie plus importantes que les quintiles établis à l'échelon national (données non présentées). En outre, si on avait procédé au classement des SR à l'échelon national avant de construire les quintiles de revenu, en 1986, le quintile le plus riche aurait compris 36 % de la population de la région métropolitaine de Toronto, mais n'aurait contenu aucun membre de la population de quatre régions métropolitaines de l'Est canadien.

qualifications qui détermineront la profession, laquelle, à son tour, produira un flux de revenus durant la période économique active de la vie de la personne et après la retraite. Par conséquent, les effets liés au revenu pourraient dépendre, de façon plus ou moins importante, du niveau de scolarité ou de la profession plutôt que du niveau de revenu proprement dit. Inversement, le revenu pourrait exercer un effet sur la santé au-delà d'autres facteurs socioéconomiques étroitement associés, tels que le niveau de scolarité et la profession^{98,99}. De surcroît, les effets liés à des différences de revenu entre quartiers ne sont pas nécessairement les mêmes que ceux observés pour les particuliers ou à l'échelon familial. (Pour d'autres commentaires critiques sur divers aspects de l'étude, voir l'encadré *Limites*). Des données longitudinales sur la mortalité ainsi que des renseignements axés sur les particuliers sur diverses mesures du statut socioéconomique seraient donc nécessaires pour comprendre les effets de chacun de ces déterminants et produire des données plus pertinentes pour l'analyse des politiques, et pour la planification des services de santé et des services sociaux.

Mot de la fin

Si l'on s'en tient aux données à petite échelle géographique recueillies pour les régions urbaines du Canada de 1971 à 1996, les écarts d'origine socioéconomique entre les taux de mortalité semblent avoir diminué considérablement au fil du temps, que l'on examine la mortalité toutes causes confondues ou la mortalité selon la cause du décès. Néanmoins, ces écarts demeurent importants.

Pour qu'elles soient plus appropriées à l'élaboration des politiques visant à réduire les inégalités socioéconomiques en matière de santé, les données sur la mortalité doivent manifestement être associées aux caractéristiques socioéconomiques axées sur la personne ou la famille (telles que le niveau de scolarité, la profession, l'ascendance autochtone, la langue, le statut de minorité visible, la race ou l'ethnicité, la période d'immigration et la situation de limitation des activités). Puisque ces données ne sont pas recueillies à l'heure actuelle par la plupart des registres de données de l'état civil du Canada, et qu'elles ne le seront vraisemblablement pas dans un avenir proche, il faut considérer d'autres façons d'aborder la question. Parmi les diverses options, une étude de suivi de la mortalité auprès d'un grand échantillon tiré d'un recensement récent semble être la plus pratique et la plus efficace^{100,101}. La plupart des autres pays fortement industrialisés, dont les États-Unis^{102 à 104}, la Grande-Bretagne^{105 à 107}, la France^{108,109}, l'Italie^{110,111}, l'Espagne¹¹², le Danemark^{113,114}, la

Norvège^{38,115}, la Suède^{76,116 à 119}, la Finlande^{44 à 46}, la Lituanie¹²⁰, Israël^{121 à 123} et la Nouvelle-Zélande¹²⁴ ont déjà produit ce genre de données couplées. Jusqu'à présent, au Canada, les études de suivi de la mortalité fondées sur le recensement ont été limitées à des professions particulières^{125,126} ou à une seule province^{13,18}. Une étude nationale de ce genre permettrait d'analyser la foule de données socioéconomiques déjà recueillies lors du recensement par rapport à la mortalité pour le Canada dans son ensemble.

Puisque les derniers recensements du Canada ne fournissent aucune donnée socioéconomique sur les personnes vivant en établissement de soins prolongés, l'étude des différences de mortalité d'origine socioéconomique pour cette part de la population resterait problématique. Selon l'avis du Comité consultatif de la statistique de la santé de Statistique Canada¹²⁷, la solution la plus simple consisterait à recueillir, pendant les recensements futurs de la population du Canada, une quantité limitée de données socioéconomiques, comparables à celles recueillies au moyen des quelques questions de l'Enquête sur la santé et les limitations d'activités s'adressant aux résidents des établissements de santé.

Les différences socioéconomiques ayant trait à la santé ne se limitent pas à la mortalité. Si l'on tient compte également de mesures de l'incapacité ou de la dépendance, les écarts entre les groupes socioéconomiques s'accroissent fortement^{17, 24, 128 à 132}. Donc, d'autres études devraient être entreprises en vue d'évaluer les différences socioéconomiques en ce qui concerne non seulement la mortalité, mais aussi des mesures plus complètes de l'espérance de santé.

Étant donné la multiplicité des mécanismes qui pourraient donner lieu à ces disparités, il faudra vraisemblablement combiner des politiques intersectorielles de portée générale¹³³ et des interventions fortement ciblées, et produire de meilleures données sur la nature des disparités existantes axées sur d'autres caractéristiques socioéconomiques que le revenu du quartier si l'on veut continuer de réduire les différences de mortalité et d'origine socioéconomique au Canada.

Remerciements

Les registres provinciaux et territoriaux de l'état civil du Canada ont fourni les données sur les déclarations de décès sur lesquelles se fonde la présente étude. Santé Canada a fourni un appui aux travaux basés sur ces données. À Statistique Canada, les divisions de la statistique de la santé, de la géographie, de la démographie, des normes et des méthodes d'enquêtes sociales ont offert une aide fort appréciée sur divers aspects de l'étude. Les opinions exprimées sont celles des auteurs et ne représentent pas nécessairement celles de leurs employeurs ou des organismes qui ont financé l'étude, ni des établissements auxquels les auteurs sont affiliés.

Références

1. Santé Canada, *La santé pour tous : plan d'ensemble pour la promotion de la santé* (N° H39-102/1986F au catalogue). Ottawa : Santé Canada, 1986.
2. S.L. Mhatre et R.D. Deber, « From equal access to health care to equitable access to health », *International Journal of Health Services*, 22(4), 1992, p. 645-668.
3. Association canadienne de santé publique (ACSP). *Incidence des conditions socio-économiques sur la santé : conséquences au plan de la politique publique*. Ottawa : Association canadienne de santé publique, 1997.
4. P. Liberatos, B.G. Link et J.L. Kelsey, « The measurement of social class in epidemiology », *Epidemiologic Reviews*, 10, 1998, p. 87-121.
5. M. Marmot et A. Feeney, « General explanations for social inequalities in health », *IARC Scientific Publications*, 138, 1997, p. 207-228.
6. N.E. Adler et J.M. Ostrove, « Socioeconomic status and health: What we know and what we don't », *Annals of the New York Academy of Science*, 896, 1999, p. 3-15.
7. D.R. Gwatkin, « Health inequalities and the health of the poor: What do we know? What can we do? » *Bulletin of the World Health Organization*, 78(1), 2000, p. 3-18.
8. A. Billette et G.B. Hill, « Risque relatif de mortalité masculine et les classes sociales au Canada 1974 », *Union médicale du Canada*, 107, 1978, p. 583-590.
9. G. Howe et J.P. Lindsay, « A follow-up study of a ten percent sample of the Canadian labor force. I. Cancer mortality in males, 1965-1973 », *Journal of the National Cancer Institute*, 70(1), 1983, p. 37-44.
10. H. Johansen, R. Semenciw, H. Morrison *et al.*, « Important risk factors for death in adults: a 10-year follow-up of the Nutrition Canada Survey Cohort », *Canadian Medical Association Journal*, 136(8), 1987, p. 823-828.
11. D.T. Wigle, G. Arraiz, Y. Mao, « Mortality follow-up study of the Canada Health Survey cohort », sous la direction de M. Carpenter, M.E. Fair, *Proceedings of the Record Linkage Seminar and Workshop, Canadian Epidemiology Research Conference*, Ottawa, 1989, Section de recherche en hygiène du travail et du milieu, Statistique Canada, March, 1990, p. 19-28.
12. J.P. Hirdes, W.F. Forbes, « Estimates of the relative risks of mortality based on the Ontario longitudinal study of aging », *Canadian Journal on Aging*, 8(3), 1989, p. 222-237.
13. C. Buck, « *A Study of Regional Differences in Perinatal and Infant Mortality in the Province of Ontario* » rapport final du projet 6606-2759-42, liste de publications n° 73 de l'OEHRs, Ottawa, Statistique Canada, 1989.
14. N.P. Roos, B. Havens, « Predictors of successful aging: a twelve-year study of Manitoba elderly », *American Journal of Public Health*, 81(1), 1991, p. 63-68.
15. J.P. Hirdes, W.F. Forbes, « The importance of social relationships, socioeconomic status and health status with respect to mortality among healthy Ontario males », *Journal of Clinical Epidemiology*, 45(2), 1992, p. 175-182.
16. M. Wolfson, G. Rowe, J.F. Gentleman, *et al.*, « Career earnings and death: a longitudinal analysis of older Canadian men », *Journal of Gerontology*, 48(4), 1993, p. S167-S179.
17. F. Nault, R. Roberge, J.M. Berthelot, « Espérance de vie et espérance de vie en santé selon le sexe, l'état matrimonial et le statut socioéconomique au Canada », *Cahiers québécois de démographie*, 25(2), 1996, p.: 241-259.
18. C.A. Mustard, S. Derksen, J.M. Berthelot, *et al.*, « Age-specific education and income gradients in morbidity and mortality in a Canadian province », *Social Science and Medicine*, 45(3), 1997, p. 383-397.
19. J. Chen, D. Beavon, R. Wilkins, « Mortality of retired public servants in Canada », *1996 Proceedings of the Social Statistics Section, American Statistical Association*. Alexandria, Virginia: American Statistical Association, 1997, p. 86-91.
20. J. Chen, M. Fair, R. Wilkins, *et al.*, « Niveau de scolarité de la mère et mortalité fœtale et infantile au Québec », *Rapports sur la santé*, 10(2), 1998, p. 57-70 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
21. C.A. Mustard, S. Derksen, J.M. Berthelot, *et al.*, « Assessing ecologic proxies for household income: a comparison of household and neighbourhood level income measures in the study of population health status », *Health and Place*, 5, 1999, p. 157-171.
22. P.J. Veugelers, A.M. Yip, G. Kephart, « Proximate and contextual socioeconomic determinants of mortality: multilevel approaches in a setting with universal health care coverage », *American Journal of Epidemiology*, 154(8), 2001, p. 725-732.
23. M.K. Kapral, H. Wang, M. Mamdani, *et al.*, « Effects of socioeconomic status on treatment and mortality after stroke », *Stroke*, 33, 2002, p. 268-275.
24. A. Bélanger, L. Martel, J.M. Berthelot, *et al.*, « Gender differences in disability-free life expectancies for selected risk factors and chronic conditions in Canada », *Journal of Women and Aging*, 14(2), 2002, Sous presse.
25. D.T. Wigle, Y. Mao, « *Mortalité urbaine au Canada selon le niveau de revenu* », Ottawa, Division des maladies non transmissibles, Laboratoire de lutte contre la maladie, Direction générale de la protection de la santé, Ministère de la Santé nationale et du Bien-être social, 1980.
26. R. Wilkins, « L'inégalité sociale face à la mortalité à Montréal, 1975-1977 », *Cahiers québécois de démographie*, 9(2), 1980, p. 157-184.
27. A. Guillemette, « L'évolution de la mortalité différentielle selon le statut socioéconomique sur l'île de Montréal, 1961-1976 », *Cahiers québécois de démographie*, 12(1), 1983, p. 29-50.
28. R. Wilkins, O. Adams, A. Brancker, « Évolution de la mortalité selon le revenu dans les régions urbaines du Canada entre 1971 et 1986 », *Rapports sur la santé*, 1(2), 1989, p. 137-74 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
29. R. Choinère, « Les disparités géographiques de la mortalité dans le Montréal métropolitain, 1984-1988 : étude écologique des liens avec les conditions sociales, économiques et culturelles », *Cahiers québécois de démographie*, 20(1), 1991, p. 115-144.

30. R. Wilkins, G.J. Sherman, P.A.F. Best, « Issues de grossesse et mortalité infantile selon le revenu dans les régions urbaines du Canada en 1986 », *Rapports sur la santé*, 3(1), 1991, p. 7-31 (Statistique Canada n° 82-003 au catalogue).
31. R. Wilkins, « Écarts socioéconomiques dans la mortalité par accident vasculaire cérébral au Canada : données par quintile de revenu du quartier, sexe et groupe d'âge en 1971 et en 1986 », *Maladies chroniques au Canada*, 15(1), 1994, p. 38-40.
32. J.P. Courteau, N. Trempe, « Variations de la mortalité selon le taux de pauvreté en Outaouais urbain et dans l'ensemble du Québec urbain », *Cahiers québécois de démographie*, 25(2), 1996, p. 211-240.
33. R. Choinière, « *Les inégalités socioéconomiques de l'état de santé et de bien-être de la population de Montréal-Centre* », Montréal : Régie régionale de la santé et des services sociaux de Montréal-Centre, Direction de la santé publique, 1997.
34. R. Lessard (directeur). *Rapport annuel 1998 sur la santé de la population. Les inégalités sociales de la santé*. Montréal : Régie régionale de la santé et des services sociaux de Montréal-Centre, Direction de la santé publique, 1998.
35. R. Wilkins, C. Houle, J.M. Berthelot, *et al.*, « Évolution de l'état de santé des enfants au Canada », *Isuma*, 1(2), 2000, p. 52-59.
36. G. Pappas, S. Queen, W. Hadden, *et al.*, « The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986 », *New England Journal of Medicine*, 329, 1993, p. 103-109.
37. N. Pearce, S. Marshall, B. Borman, « Undiminished social class mortality differences in New Zealand men », *New Zealand Medical Journal*, 104(910), 1991, p. 153-156.
38. E. Dahl, P. Kjaersgaard, « Trends in socioeconomic mortality differentials in post-war Norway: evidence and interpretations », *Sociology of Health and Illness*, 15(5), 1993, p. 587-611.
39. T. Valkonen, « Problems in the measurement and international comparisons of socio-economic differences in mortality », *Social Science and Medicine*, 36(4), 1993, p. 409-418.
40. E. Regidor, J.L. Gutierrez-Fisac, C. Rodriguez, « Increased socioeconomic differences in mortality in eight Spanish provinces », *Social Science and Medicine*, 41, 1995, p. 801-807.
41. G. Davey Smith, G. Doorling, R. Mitchell, *et al.*, « Health inequalities in Britain: Continuing increases up to the end of the 20th century », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56(6), 2002, p. 434-435.
42. D.R. Williams, « Race, socioeconomic status and health. The added effects of racism and discrimination », *Annals of the New York Academy of Science*, 896, 1999, p. 173-188.
43. P. Martikainen, T. Valkonen, « Diminishing educational differences in breast cancer mortality among Finnish women: a register-based 25-year follow-up », *American Journal of Public Health*, 90(2), 2000, p. 277-280.
44. T. Valkonen, T. Martelin, A. Rimpela, « *Socio-economic Mortality Differences in Finland 1971-85* », Helsinki: Statistics Finland, 1990.
45. G. Turrell, C. Mathers, « Socioeconomic inequalities in all-cause and specific-cause mortality in Australia: 1985-1987 and 1995-1997 », *International Journal of Epidemiology*, 29, 2000, p. 231-239.
46. T. Valkonen, T. Martelin, A. Rimpela, *et al.*, « *Socio-economic Mortality Differences in Finland 1981-90* », Helsinki: Statistics Finland, 1993.
47. S. Bennett, « Socioeconomic inequalities in coronary heart disease and stroke mortality among Australian men, 1979-1993 », *International Journal of Epidemiology*, 25(2), 1996, p. 266-275.
48. R. Wilkins. *FCCP+ Version 3J Guide de l'utilisateur (Géocodes/FCCP). Logiciel de codage géographique basé sur les fichiers de conversion des codes postaux de Statistique Canada, mises à jour en mai 2002*. n° 82F0086-XDB au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, Groupe d'analyse et de mesure de la santé, juillet 2002. Changements effectués : conversion de 3G à 3J; de juin 2001 à mai 2002; de la Division des études sociales et économiques au Groupe d'analyse et de mesure de la santé.
49. Statistique Canada. *Faibles revenus 1970* n° 93-773 au catalogue, Ottawa, Statistique Canada, 1977.
50. Statistique Canada, *Dictionnaire. Recensement de 1986*, n° 92-101F au catalogue, Ottawa, Statistique Canada, 1987.
51. Statistique Canada, *Dictionnaire du recensement de 1991*, n° 92-301F au catalogue, Ottawa, Statistique Canada, 1992.
52. Statistique Canada, *Dictionnaire du recensement de 1996, édition définitive*, n° 92-351-UPF au catalogue, Ottawa, Statistique Canada, 1999.
53. Bureau fédéral de la statistique. *Classification internationale des maladies*, adaptée, huitième révision. Ottawa : Ministre de l'Industrie et du Commerce, 1970.
54. Organisation mondiale de la santé (OMS). *Classification internationale des maladies, révision 1975*. Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
55. C.L. Chiang, « *The Life Table and Its Applications* », Malabar, Florida: Robert E. Krieger Publishing Company, 1984.
56. J.M. Romeder, J.R. McWhinnie, « Potential years of life lost between ages 1 and 70: an indicator of premature mortality for health planning », *International Journal of Epidemiology*, 6(2), 1977, p. 143-151.
57. J.L. Fleiss, « *Statistical Methods for Rates and Proportions* », 2nd ed. New York: John Wiley and Sons, 1981.
58. K.J. Rothman, « *Modern Epidemiology* », Boston: Little, Brown and Company, 1986.
59. J.L. Kelsey, A.S. Whittemore, A.S. Evans, *et al.*, « *Methods in Observational Epidemiology* », 2nd ed. New York: Oxford University Press, 1996.
60. M. Spiegelman, « *Introduction to Demography* », éd. rev., Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1968.
61. D.R. Brillinger, « The natural variability of vital rates and associated statistics », *Biometrics*, 42, 1986, p. 693-734.
62. K.C. Carrière, L. Roos, « A method of comparison for standardized rates of low-incidence events », *Medical Care*, 35(1), 1997, p. 57-69.
63. Statistique Canada. *Séries profils : Canada, tous les niveaux géographiques*. n° 92F0020XCB au catalogue (CD-ROM). Ottawa : Statistique Canada, 1998.
64. B.J.C. Middelkoop, H.W.A. Struben, T. Burger, *et al.*, « Urban cause-specific socioeconomic mortality differences. Which causes of death contribute most? » *International Journal of Epidemiology*, 30, 2001, p. 240-247.
65. D.A. Alter, C.D. Naylor, P. Austin, *et al.*, « Effects of socioeconomic status and access to invasive cardiac procedures on mortality after acute myocardial infarction », *New England Journal of Medicine*, 341, 1999, p. 1359-1367.
66. K. Macintyre, S. Stewart, J. Chalmers, *et al.*, « Relation between socioeconomic deprivation and death from a first myocardial infarction in Scotland: population based analysis », *British Medical Journal*, 322, 2001, p. 1152-1153.
67. J. Pekkanen, J. Tuomilehto, A. Uutela, *et al.*, « Social class, health behaviour, and mortality among men and women in eastern Finland », *British Medical Journal*, 311, 1995, p. 589-593.
68. A.V. Diez Roux, S.S. Merkin, D. Arnett, *et al.*, « Neighbourhood of residence and incidence of coronary heart disease », *New England Journal of Medicine*, 345(2). 2001, p. 99-106.

69. A. Rosengren, H. Wedel, L. Wilhelmsen, « Coronary heart disease and mortality in middle aged men from different occupational classes in Sweden », *British Medical Journal*, 297, 1988, p. 1497-1500.
70. S.P. Wamala, J. Lynch, G. Kaplan, « Women's exposure to early and later life socioeconomic disadvantage and coronary heart disease risk: the Stockholm female coronary risk study », *International Journal of Epidemiology*, 30, 2001, p. 275-284.
71. S.B. Jaglal, V. Goel, « Social inequity in risk of coronary artery disease in Ontario », *Canadian Journal of Cardiology*, 10(4), 1994, p. 439-443.
72. W.J. Millar et T. Stephens, « Statut social et risques pour la santé des adultes canadiens : 1985 et 1991 », *Rapports sur la santé*, 5(2), 1993, p. 143-156 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
73. J. Pomerleau, L.L. Pederson, T. Ostbye, *et al.*, « Health behaviours and socio-economic status in Ontario, Canada », *European Journal of Epidemiology*, 13(6), 1997, p. 613-622.
74. J. Che et J. Chen, « L'insécurité alimentaire dans les ménages canadiens », *Rapports sur la santé*, 12(4), 2001, p. 11-24 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
75. C.J. Maxwell, C.M. Bancej, J. Snider, *et al.*, « Factors important in promoting cervical cancer screening among Canadian women: findings from the 1996-97 National Population Health Survey (NPHS) », *Canadian Journal of Public Health*, 92(2), 2001, p. 127-133.
76. S. Cnattingius et B. Haglund, « Socio-economic factors and feto-infant mortality », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 20(1), 1992, p. 11-13.
77. K.C. Johnson, J. Hu, Y. Mao, Canadian Cancer Registries Epidemiology Research Group. « Passive and active smoking and breast cancer risk in Canada, 1994-1997 », *Cancer Causes and Control*, 11, 2000, p. 211-221.
78. L. Perron, L. Moore, T. Bairati, *et al.*, « PSA screening and prostate cancer mortality », *Canadian Medical Association Journal*, 166(5), 2002, p. 600-601.
79. Organisation mondiale de la santé. *Targets for Health for All*. Copenhague, Bureau régional de l'Europe de l'Organisation mondiale de la santé, 1985.
80. K.M. Gorey, E.J. Holowaty, G. Fehringer, *et al.*, « An international comparison of cancer survival: Toronto, Ontario, and Detroit, Michigan, metropolitan areas », *American Journal of Public Health*, 87(7), 1997, p. 1156-1163.
81. H.O. Hein, P. Suadicani, F. Gyntelberg, « Lung cancer risk and social class. The Copenhagen male study—17 year follow up », *Danish Medical Bulletin*, 39, 1992, p. 173-176.
82. C.L. Hart, D.J. Hole, C.R. Gillis, *et al.*, « Social class differences in lung cancer mortality: risk factor explanations using two Scottish cohort studies », *International Journal of Epidemiology*, 30, 2001, p. 268-274.
83. P. Martikainen, E. Lahelma, S. Ripatti, *et al.*, « Educational differences in lung cancer mortality in male smokers », *International Journal of Epidemiology*, 29, 2000, p. 264-267.
84. K.C. Johnson, J. Hu, Y. Mao, Canadian Cancer Registries Epidemiology Research Group. « Lifetime residential and workplace exposure to environmental tobacco smoke and lung cancer in never-smoking women, Canada, 1994-97 », *International Journal of Cancer*, 93, 2001, p. 902-906.
85. Y. Mao, J. Hu, A.M. Ugnat, *et al.*, « Socioeconomic status and lung cancer risk in Canada », *International Journal of Epidemiology*, 30(4), 2001, p. 809-817.
86. R.S. Hogg, S.A. Strathdee, K.J. Craib, *et al.*, « Lower socioeconomic status and shorter survival following HIV infection », *Lancet*, 344(8930), 1994, p. 1120-1124.
87. M.T. Schechter, R.S. Hogg, B. Aylward, *et al.*, « Higher socioeconomic status is associated with slower progression of HIV infection independent of access to health care », *Journal of Clinical Epidemiology*, 47(1), 1994, p. 59-67.
88. K. Wilkins, « La tuberculose, 1994 », *Rapports sur la santé*, 8(1), 1996, p. 35-41 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
89. W.L. Wobeser, L. Yuan, M. Naus, *et al.*, « Expanding the epidemiologic profile: risk factors for active tuberculosis in people immigrating to Ontario », *Canadian Medical Association Journal*, 163(7), 2000, p. 823-828.
90. M.F. Cantwell, M.T. McKenna, E. McCray, *et al.*, « Tuberculosis and race/ethnicity in the United States », *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, 157, 1998, p. 1016-1020.
91. J.M. Robbins, V. Vaccarino, H. Zhang, *et al.*, « Socioeconomic status and type 2 diabetes in African American and non-Hispanic white women and men: Evidence from the Third National Health and Nutrition Examination Survey », *American Journal of Public Health*, 91, 2001, p. 76-83.
92. J. Chen, R. Wilkins, E. Ng, « Espérance de santé selon le statut d'immigrant, 1986 et 1991 », *Rapports sur la santé*, 8(3), 1996 p. 31-41 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
93. C.B. Nam, « Another look at mortality cross overs », *Social Biology*, 42(12), 1995, p. 133-142.
94. J. Myles, G. Picot, W. Pyper, « Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes », *Direction des études analytiques—Documents de recherche*, n° 160 (n° 11F0019MPF00160). Ottawa : Statistique Canada, 2000.
95. A. Heisz, « Intensité du faible revenu parmi les familles urbaines et rurales : 1993 et 1997 », *Direction des études analytiques—Documents de recherche*, n° 161 (Catalogue 11F0019MPF01161), Ottawa, Statistique Canada, 2001.
96. R. Morissette, X. Zhang, M. Drolet, « L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999 », *Direction des études analytiques—Documents de recherche*, n° 187 (n° 11F0019MPF02187), Ottawa, Statistique Canada, 2002.
97. M.C. Wolfson, B.B. Murphy, « Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis », *Direction des études analytiques—Documents de recherche*, n° 124 (n° 11F0019MPF98124 au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1998.
98. L. Séguin, M. Kantiébo, Q. Xu, *et al.*, « Conditions de vie, santé et développement, section I—Pauvreté, conditions de naissance et santé des nourissons », *Études longitudinale du développement des enfants du Québec (ELDEC 1998-2002)*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 1(3), 2001, p. 25-60.
99. G. Paquet, M. Girard, L. Dubois, « Conditions de vie, santé et développement, section II—Inégalité sociales et devenir des enfants », *Études longitudinale du développement des enfants du Québec (ELDEC 1998-2002)*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 1(3), 2001, p. 63-87.
100. L. Marrett, R. Chaudhry, M. Fair, *et al.*, *The Study of the Feasibility of Linking Census Occupation Data and the Ontario Cancer Registry and Mortality Data Base, Final Report for the Occupational Diseases Panel*, Toronto, Fondation ontarienne pour la recherche en cancérologie et le traitement du cancer, 1996.
101. J.M. Berthelot, C. Mustard, R. Wilkins, *et al.*, *Cohort Mortality by Socioeconomic Characteristics for a 15% Sample of the 1991 Population of Canada*, Ottawa, Groupe d'analyse et de mesure de la santé, Statistique Canada, 2001. Proposition de programme de recherche parrainé par l'Initiative sur la santé de la population canadienne.
102. E. Rogot, P.D. Sorlie, N.J. Johnson, *et al.*, *A Mortality Study of One Million Persons by Demographic, Social, and Economic Factors: 1979-1981 Follow-up (First Data Book)*, n° 88-2896 au catalogue de la National Institute of Health, Washington, D.C., US Department of Health and Human Services, Public Health Service, 1988.

103. P.D. Sorlie, E. Backlund, J.B. Keller, « U.S. mortality by economic, demographic and social characteristics: the National Longitudinal Mortality Study », *American Journal of Public Health*, 85, 1995, p. 949-956.
104. I.R. Elo, S.H. Preston, « Educational differentials in mortality: United States, 1979-85 », *Social Science and Medicine*, 42(1), 1996, p. 47-57.
105. A.J. Fox, P.O. Goldblatt, *Longitudinal Study. Socio-demographic Mortality Differentials*, séries LS n° 1, Londres, Service d'édition des publications officielles du Royaume-Uni, 1982.
106. P. Goldblatt, « Mortality by social class, 1971-85 », *Population Trends*, 56, 1989, p. 6-15.
107. A. Sacker, D. Firth, R. Fitzpatrick, *et al.*, « Comparing health inequality in men and women: prospective study of mortality 1986-96 », *British Medical Journal*, 320(7245), 2000, p. 1303-1307.
108. G. Desplanques, *La mortalité des adultes : résultats de 2 études longitudinales, période 1955-1980*, Paris, Institut national de la statistique et des études économiques, 1984.
109. A. Leclerc, F. Lert, M. Goldberg, « Les inégalités sociales devant la mort en Grande-Bretagne et en France », *Social Science and Medicine*, 19(5), 1994, p. 479-487.
110. F. Faggiano, P. Lemma, G. Costa, *et al.*, « Cancer mortality by educational level in Italy », *Cancer Causes and Control*, 6(4), 1995, p. 311-320.
111. E. Merler, A. Benvenuti, P. Baldi, *et al.*, « [Socioeconomic inequalities in health in the Tuscany Longitudinal Study (SLTO): persistence and changes over time in overall mortality and selected causes (lung cancer, liver cirrhosis, AIDS and overdose) », *Epidemiologia e Prevenzione*, Milan, 23(3), 1999, p. 207-214.
112. C. Borell, E. Regidor, L.C. Arias, *et al.*, « Inequalities in mortality according to educational level in two large southern European cities », *International Journal of Epidemiology*, 28(1), 1999, p. 58-63.
113. E. Lynge, « Occupational mortality and cancer analysis », *Public Health Reviews*, 18(2), 1990-1991, p. 99-116.
114. E. Lynge, O. Andersen, « Unemployment and cancer in Denmark, 1970-1975 and 1986-1990 », *IARC Scientific Publications*, (138), 1997, p. 353-359.
115. E. Dahl et P. Kjaersgaard, « Social mobility and inequality in mortality. An assessment of the health selection hypothesis », *European Journal of Public Health*, 3, 1993, p. 124-132.
116. D. Vagero, S.E. Norell, « Mortality and social class in Sweden—exploring a new epidemiological tool », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 17(1), 1989, p. 49-58.
117. V. Ostberg et D. Vagero, « Socio-economic differences in mortality among children. Do they persist into adulthood? », *Social Science and Medicine*, 32(4), 1991, p. 403-410.
118. P.O. Olausson, « Mortality among the elderly in Sweden by social class », *Social Science and Medicine*, 32(4), 1991, p. 437-440.
119. V. Ostberg, « Social class differences in child mortality, Sweden 1981-1986 », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 46(5), 1992, p. 480-484.
120. R. Kalediene et J. Petrauskienė, « Inequalities in life expectancy in Lithuania by level of education », *Scandinavian Journal of Public Health*, 28(1), 2000, p. 4-9.
121. Z. Eisenbach, O. Manor, E. Peritz, *et al.*, « The Israel Longitudinal Mortality Study—differential mortality in Israel 1983-1992: Objectives, materials, methods and preliminary results », *Israel Journal of Medical Sciences*, 33(12), 1997, p. 794-807.
122. O. Manor, Z. Eisenbach, E. Peritz, *et al.*, « Mortality differentials among Israeli men », *American Journal of Public Health*, 89(12), 1999, p. 1807-1813.
123. O. Manor, Z. Eisenbach, A. Israeli, *et al.*, « Mortality differentials among women: the Israel Longitudinal Mortality Study », *Social Science and Medicine* 2000; 51(8): 1175-88.
124. T. Blakely, A. Woodward, C. Salmond, « Anonymous linkage of New Zealand mortality and census data », *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 24(1), 2000, p. 92-95.
125. D.A. Jordan-Simpson, M.E. Fair, C. Poliquin, « Étude des exploitants agricoles canadiens : Méthodologie », *Rapports sur la santé*, 2(2), 1990, p. 141-155 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
126. D.T. Wigle, R.M. Semenciw, K. Wilkins, *et al.*, « Mortality study of Canadian male farm operators: non-Hodgkin's lymphoma mortality and agricultural practices in Saskatchewan », *Journal of the National Cancer Institute*, 82(7), 1990, p. 575-582.
127. Comité consultatif de la statistique de la santé. *Recommendations concerning collection of basic socio-demographic background variables for residents of institutional collective dwellings on the 1996 Census of Canada*, Ottawa, Statistique Canada, 1994.
128. Wilkins R, Adams O. « Health expectancy in Canada, late 1970s: demographic, regional and social dimensions », *American Journal of Public Health*, 73(9), 1983, p. 1073-1080.
129. T. Valkonen, A.P. Sihvonen, E. Lahelma, « Health expectancy by level of education in Finland », *Social Science and Medicine*, 44(6), 1997, p. 801-808.
130. P. Davis, P. Graham, N. Pearce, « Health expectancy in New Zealand, 1981-1991: social variations and trends in a period of rapid social and economic change », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 53(9), 1999, p. 519-527.
131. A.T. Geronimus, J. Bound, I.A. Waidmann, *et al.*, « Inequality in life expectancy, functional status, and active life expectancy across selected black and white populations in the United States », *Demography*, 38(2), 2001, p. 227-251.
132. E. Cambois, J.M. Robine, M.D. Hayward, « Social inequalities in disability-free life expectancy in the French male population », *Demography*, 38(4), 2001, p. 513-524.
133. Comité consultatif sur la santé de la population. *L'Action intersectorielle : Pour une population en santé*, n° H39-507/1999 au catalogue, Santé Canada, Ottawa, 1999.

Annexe

Tableau A

Seuils de faible revenu dans les régions métropolitaines de recensement, selon la taille de la famille économique et la taille de la région métropolitaine, Canada, pour les revenus reçus en 1970, 1985, 1990 et 1995 (en dollars courants)

| Taille de la famille économique (nombre de personnes) | Taille de la région métropolitaine | | | | | | | |
|--|------------------------------------|----------|-----------|-----------|-----------------|-----------|-----------|-----------|
| | 100 000 à 499 999 | | | | 500 000 et plus | | | |
| | 1970 | 1985 | 1990 | 1995 | 1970 | 1985 | 1990 | 1995 |
| 1 | \$ 2 515 | \$ 9 719 | \$ 12 433 | \$ 14 473 | \$ 2 686 | \$ 10 233 | \$ 14 155 | \$ 16 874 |
| 2 | 3 647 | 12 815 | 16 854 | 18 091 | 3 895 | 13 501 | 19 187 | 21 092 |
| 3 | 4 654 | 17 115 | 21 421 | 22 500 | 4 970 | 18 061 | 24 389 | 26 232 |
| 4 | 5 534 | 19 779 | 24 662 | 27 253 | 5 910 | 20 812 | 28 081 | 31 753 |
| 5 | 6 186 | 22 963 | 26 946 | 30 445 | 6 607 | 24 252 | 30 680 | 35 494 |
| 6 | 6 791 | 25 026 | 29 248 | 33 654 | 7 253 | 26 488 | 33 303 | 39 236 |
| 7 et plus | 7 446 | 27 606 | 31 460 | 36 864 | 7 953 | 29 155 | 35 818 | 42 978 |

Sources des données : Publications de Statistique Canada⁴⁹⁻⁵².

Tableau B

Codes de la Classification internationale des maladies (CIM) correspondant aux causes de décès étudiées

| Cause de décès | Code |
|--|--|
| Toutes les causes | 001 à 999 |
| Chapitres de la CIM | |
| Maladies infectieuses et parasitaires | 001 à 136 8 ^e ; 001 à 139 9 ^e |
| Tumeurs | 140 à 239 |
| Maladies endocriniennes, métaboliques et de la nutrition | 240 à 279 |
| Hémopathies | 280 à 289 |
| Troubles mentaux | 290 à 315 8 ^e ; 290 à 319 9 ^e |
| Maladies du système nerveux et des organes sensoriels | 320 à 389 |
| Maladies de l'appareil circulatoire | 390 à 458 8 ^e ; 390 à 459 9 ^e |
| Maladies respiratoires | 460 à 519 |
| Maladies de l'appareil digestif | 520 à 577 8 ^e ; 520 à 579 9 ^e |
| Maladies génito-urinaires | 580 à 629 |
| Complications de la grossesse | 630 à 678 8 ^e ; 630 à 676 9 ^e |
| Maladies de la peau et du tissu sous-cutané | 680 à 709 |
| Maladies squelette-musculaires | 710 à 738 8 ^e ; 710 à 739 9 ^e |
| Anomalies congénitales | 740 à 759 |
| Troubles périnataux | 760 à 779 |
| Symptômes, signes et affections mal définis | 780 à 796 8 ^e ; 780 à 799 9 ^e |
| Causes extérieures (tous les traumatismes) | E800 à E999 |
| Causes particulières | |
| Tous sièges et formes de cancer confondus | 140 à 209 8 ^e ; 140 à 208 9 ^e |
| Cancer du poumon | 162 à 163 8 ^e ; 162 à 163, 164.2 à 164.3, 164.8 à 164.9, 165 9 ^e |
| Cancer du sein | 174 8 ^e , 174 à 175 9 ^e |
| Cancer de l'utérus | 180 à 182 8 ^e ; 179 à 182 9 ^e |
| Cancer de la prostate | 185 |
| Diabète | 250 |
| Cardiopathie ischémique | 410 à 413 8 ^e ; 410 à 414 9 ^e |
| Cirrhose du foie | 571 |
| Accidents de la circulation impliquant des automobiles | E810 à E819 |
| Piétons fauchés par des automobiles | E814 |
| Suicide | E950 à E959 |

Nota : Au Canada, les données sur les causes de décès ont été classées conformément à la huitième révision de la CIM⁵³ (CIMA-8) pour 1971 et selon la neuvième révision⁵⁴ (CIM-9) pour 1986, 1991 et 1996. Les codes indiqués s'appliquent aussi bien à la huitième qu'à la neuvième révision, sauf indication contraire.

Tableau C

Erreurs-types des taux comparatifs de mortalité pour 100 000 personnes, tous âges confondus, pour certaines causes de décès, selon le sexe et le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996

| | Total | Q1 | Q2 | Q3 | Q4 | Q5 |
|--|-------|-------|-------|-------|------|------|
| Toutes causes de décès confondues | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | |
| 1971 | 2,59 | 6,43 | 5,88 | 5,82 | 5,55 | 5,62 |
| 1986 | 1,93 | 4,78 | 4,46 | 4,21 | 4,16 | 4,38 |
| 1991 | 1,69 | 4,18 | 3,91 | 3,57 | 3,62 | 3,99 |
| 1996 | 1,55 | 3,58 | 3,54 | 3,33 | 3,31 | 3,71 |
| Hommes | | | | | | |
| 1971 | 4,57 | 11,29 | 10,36 | 10,31 | 9,71 | 9,88 |
| 1986 | 3,47 | 8,33 | 7,86 | 7,55 | 7,53 | 7,96 |
| 1991 | 3,02 | 7,07 | 6,91 | 6,39 | 6,51 | 7,20 |
| 1996 | 2,73 | 6,11 | 6,16 | 5,91 | 5,87 | 6,64 |
| Femmes | | | | | | |
| 1971 | 2,97 | 7,49 | 6,78 | 6,67 | 6,40 | 6,36 |
| 1986 | 2,20 | 5,72 | 5,24 | 4,82 | 4,65 | 4,80 |
| 1991 | 1,94 | 5,11 | 4,61 | 4,09 | 4,08 | 4,40 |
| 1996 | 1,80 | 4,37 | 4,23 | 3,85 | 3,80 | 4,16 |
| Cardiopathie ischémique | | | | | | |
| Hommes | | | | | | |
| 1971 | 2,79 | 7,02 | 6,37 | 6,36 | 5,85 | 5,89 |
| 1986 | 1,88 | 4,62 | 4,41 | 4,17 | 4,08 | 4,08 |
| 1991 | 1,50 | 3,62 | 3,57 | 3,19 | 3,23 | 3,42 |
| 1996 | 1,31 | 2,97 | 3,01 | 2,85 | 2,81 | 3,06 |
| Femmes | | | | | | |
| 1971 | 1,59 | 4,11 | 3,70 | 3,51 | 3,40 | 3,27 |
| 1986 | 1,04 | 2,83 | 2,52 | 2,26 | 2,15 | 2,15 |
| 1991 | 0,84 | 2,31 | 2,02 | 1,76 | 1,75 | 1,84 |
| 1996 | 0,73 | 1,80 | 1,73 | 1,53 | 1,51 | 1,68 |
| Traumatismes, sauf les accidents d'automobile et le suicide | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,51 | 1,05 | 1,11 | 1,03 | 1,10 | 1,35 |
| 1986 | 0,35 | 0,79 | 0,74 | 0,73 | 0,77 | 0,95 |
| 1991 | 0,31 | 0,71 | 0,67 | 0,65 | 0,66 | 0,85 |
| 1996 | 0,29 | 0,63 | 0,65 | 0,59 | 0,63 | 0,78 |
| Cirrhose du foie | | | | | | |
| Hommes | | | | | | |
| 1971 | 0,59 | 1,05 | 1,10 | 1,28 | 1,26 | 1,63 |
| 1986 | 0,45 | 0,86 | 0,80 | 0,99 | 1,02 | 1,23 |
| 1991 | 0,39 | 0,77 | 0,76 | 0,75 | 0,89 | 1,17 |
| 1996 | 0,34 | 0,65 | 0,67 | 0,71 | 0,78 | 1,00 |
| Femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,37 | 0,74 | 0,78 | 0,86 | 0,73 | 1,00 |
| 1986 | 0,25 | 0,56 | 0,55 | 0,56 | 0,56 | 0,63 |
| 1991 | 0,22 | 0,47 | 0,51 | 0,42 | 0,47 | 0,63 |
| 1996 | 0,18 | 0,45 | 0,41 | 0,41 | 0,40 | 0,41 |
| Cancer de l'utérus | | | | | | |
| Femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,44 | 0,89 | 0,93 | 1,04 | 1,01 | 1,05 |
| 1986 | 0,27 | 0,61 | 0,61 | 0,59 | 0,56 | 0,67 |
| 1991 | 0,24 | 0,57 | 0,56 | 0,52 | 0,50 | 0,62 |
| 1996 | 0,22 | 0,48 | 0,51 | 0,50 | 0,46 | 0,54 |
| Troubles périnataux | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,29 | 0,58 | 0,60 | 0,66 | 0,66 | 0,74 |
| 1986 | 0,18 | 0,35 | 0,35 | 0,40 | 0,41 | 0,46 |
| 1991 | 0,14 | 0,29 | 0,28 | 0,29 | 0,34 | 0,36 |
| 1996 | 0,15 | 0,27 | 0,34 | 0,35 | 0,32 | 0,36 |
| Piétons fauchés par des automobiles | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,20 | 0,35 | 0,38 | 0,47 | 0,46 | 0,48 |
| 1986 | 0,11 | 0,23 | 0,23 | 0,25 | 0,25 | 0,30 |
| 1991 | 0,10 | 0,18 | 0,22 | 0,21 | 0,23 | 0,26 |
| 1996 | 0,08 | 0,17 | 0,18 | 0,15 | 0,20 | 0,22 |
| Occupants d'automobiles | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,37 | 0,88 | 0,83 | 0,86 | 0,84 | 0,74 |
| 1986 | 0,24 | 0,60 | 0,56 | 0,53 | 0,52 | 0,51 |
| 1991 | 0,21 | 0,56 | 0,51 | 0,46 | 0,45 | 0,45 |
| 1996 | 0,18 | 0,47 | 0,48 | 0,39 | 0,38 | 0,32 |

| | Total | Q1 | Q2 | Q3 | Q4 | Q5 |
|--------------------------------|-------|------|------|------|------|------|
| Cancer du poumon | | | | | | |
| Hommes | | | | | | |
| 1971 | 1,20 | 2,86 | 2,60 | 2,68 | 2,65 | 2,60 |
| 1986 | 1,07 | 2,31 | 2,33 | 2,36 | 2,37 | 2,53 |
| 1991 | 0,96 | 2,16 | 2,10 | 2,02 | 2,11 | 2,39 |
| 1996 | 0,87 | 1,86 | 1,90 | 1,87 | 1,90 | 2,16 |
| Cancer du sein | | | | | | |
| Femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,72 | 1,93 | 1,68 | 1,62 | 1,55 | 1,48 |
| 1986 | 0,61 | 1,52 | 1,44 | 1,34 | 1,31 | 1,28 |
| 1991 | 0,55 | 1,40 | 1,29 | 1,17 | 1,10 | 1,21 |
| 1996 | 0,50 | 1,29 | 1,14 | 1,10 | 1,07 | 1,12 |
| Cancer de la prostate | | | | | | |
| Hommes | | | | | | |
| 1971 | 0,70 | 1,87 | 1,82 | 1,74 | 1,42 | 1,27 |
| 1986 | 0,63 | 1,68 | 1,63 | 1,36 | 1,35 | 1,24 |
| 1991 | 0,57 | 1,54 | 1,42 | 1,27 | 1,14 | 1,16 |
| 1996 | 0,50 | 1,33 | 1,22 | 1,11 | 1,03 | 1,00 |
| Suicide | | | | | | |
| Hommes | | | | | | |
| 1971 | 0,62 | 1,28 | 1,28 | 1,34 | 1,38 | 1,55 |
| 1986 | 0,54 | 1,13 | 1,07 | 1,07 | 1,24 | 1,48 |
| 1991 | 0,48 | 0,99 | 0,98 | 1,05 | 1,08 | 1,23 |
| 1996 | 0,47 | 1,02 | 0,92 | 1,03 | 1,03 | 1,26 |
| Femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,40 | 0,95 | 0,92 | 0,85 | 0,85 | 0,92 |
| 1986 | 0,29 | 0,61 | 0,60 | 0,53 | 0,69 | 0,82 |
| 1991 | 0,25 | 0,45 | 0,48 | 0,55 | 0,52 | 0,72 |
| 1996 | 0,25 | 0,44 | 0,50 | 0,48 | 0,60 | 0,69 |
| Cancer du poumon | | | | | | |
| Femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,40 | 0,98 | 0,94 | 0,78 | 0,94 | 0,88 |
| 1986 | 0,53 | 1,23 | 1,22 | 1,13 | 1,13 | 1,22 |
| 1991 | 0,54 | 1,37 | 1,24 | 1,16 | 1,14 | 1,27 |
| 1996 | 0,54 | 1,24 | 1,25 | 1,19 | 1,15 | 1,27 |
| Maladies infectieuses | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,21 | 0,46 | 0,38 | 0,44 | 0,45 | 0,56 |
| 1986 | 0,20 | 0,42 | 0,37 | 0,40 | 0,45 | 0,56 |
| 1991 | 0,24 | 0,43 | 0,45 | 0,48 | 0,56 | 0,77 |
| 1996 | 0,23 | 0,42 | 0,46 | 0,44 | 0,52 | 0,73 |
| Affections mal définies | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,20 | 0,40 | 0,43 | 0,41 | 0,41 | 0,51 |
| 1986 | 0,23 | 0,49 | 0,43 | 0,49 | 0,50 | 0,65 |
| 1991 | 0,26 | 0,55 | 0,52 | 0,52 | 0,58 | 0,72 |
| 1996 | 0,23 | 0,46 | 0,46 | 0,47 | 0,52 | 0,67 |
| Troubles mentaux | | | | | | |
| Hommes et femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,16 | 0,32 | 0,31 | 0,33 | 0,29 | 0,50 |
| 1986 | 0,20 | 0,45 | 0,44 | 0,39 | 0,40 | 0,54 |
| 1991 | 0,18 | 0,48 | 0,42 | 0,36 | 0,38 | 0,48 |
| 1996 | 0,20 | 0,48 | 0,45 | 0,40 | 0,43 | 0,48 |
| Diabète | | | | | | |
| Hommes | | | | | | |
| 1971 | 0,61 | 1,64 | 1,37 | 1,39 | 1,31 | 1,22 |
| 1986 | 0,46 | 1,12 | 1,17 | 1,00 | 0,99 | 1,00 |
| 1991 | 0,44 | 1,02 | 0,96 | 0,89 | 0,94 | 1,08 |
| 1996 | 0,44 | 0,98 | 0,96 | 0,93 | 0,95 | 1,10 |
| Femmes | | | | | | |
| 1971 | 0,49 | 1,18 | 1,02 | 1,12 | 1,04 | 1,11 |
| 1986 | 0,32 | 0,83 | 0,78 | 0,72 | 0,70 | 0,69 |
| 1991 | 0,30 | 0,82 | 0,69 | 0,63 | 0,65 | 0,68 |
| 1996 | 0,29 | 0,72 | 0,62 | 0,61 | 0,57 | 0,75 |

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Nota : Voir le tableau B en annexe pour les codes de la Classification internationale des maladies correspondant à chaque cause. Voir le tableau 9 pour les taux comparatifs de mortalité.

La santé des Autochtones vivant hors réserve

- En matière de santé, les inégalités entre les Autochtones vivant hors réserve et la population non autochtone persistent une fois pris en compte les facteurs socioéconomiques et les comportements ayant un effet sur la santé.
- La fréquence de certains déterminants de la santé, tels qu'un faible statut socioéconomique, l'usage du tabac et l'obésité, est plus forte chez les Autochtones vivant hors réserve que chez les personnes non autochtones.
- Les taux de déclaration d'un état de santé passable ou mauvais sont comparables chez les Autochtones vivant hors réserve, qu'ils habitent dans les régions du Nord ou dans celles du Sud.
- Dans les provinces, le nombre de consultations de professionnels de la santé prodiguant des soins subventionnés par l'État était, dans l'ensemble, comparable pour les Autochtones vivant hors réserve et pour les personnes non autochtones. Dans les territoires, les Autochtones vivant hors réserve ont déclaré un nombre plus faible de consultations de médecins que leurs concitoyens non autochtones.

Résumé

Objectif

Comparer l'état de santé, les comportements influant sur la santé et l'utilisation des services de santé chez les Autochtones vivant hors réserve et chez les non-Autochtones au Canada.

Source des données

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001, de Statistique Canada.

Techniques d'analyse

On s'est fondé sur des totalisations croisées normalisées selon l'âge pour comparer l'état de santé, les comportements influant sur la santé et l'utilisation des services de santé des Autochtones vivant hors réserve et des non-Autochtones. Puis, on a recouru à la régression logistique multiple pour déterminer si, après correction pour tenir compte de l'effet des facteurs sociodémographiques et des comportements qui influent sur la santé, la population Autochtone était plus susceptible que la population non Autochtone de déclarer certains résultats en matière de santé.

Principaux résultats

Les Autochtones vivant hors réserve étaient en moins bonne santé que la population non autochtone. Ces inégalités en matière de santé persistent une fois pris en compte les facteurs socioéconomiques et les comportements influant sur la santé. Les taux de consultation d'un médecin omnipraticien au moins une fois au cours de l'année précédente étaient comparables entre les Autochtones vivant hors réserve et les non-Autochtones établis dans les provinces. Dans les territoires, les Autochtones vivant hors réserve ont consulté moins fréquemment un médecin que leurs concitoyens non autochtones.

Mots clés

Autochtones canadiens vivant hors réserve, indicateurs de l'état de santé, comportements influant sur la santé, utilisation des services de santé, revenu, nord

Auteur

Michael Tjepkema (416-952-4620; Michael.Tjepkema@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Michael Tjepkema

De façon générale, les Autochtones sont en moins bonne santé que les autres Canadiens¹. Bien que l'écart entre l'espérance de vie des Indiens inscrits (c'est-à-dire les personnes dont le statut d'Indien est reconnu légalement, en vertu de la *Loi sur les Indiens* du Canada) et celle de la population non autochtone s'atténue, on estime que l'espérance de vie des Indiens inscrits est plus courte de six à huit années environ²⁻⁴. En outre, au cours des dernières décennies, des maladies auparavant rares dans les collectivités autochtones sont devenues nettement plus courantes⁵. On pense que la manifestation de ces « nouvelles » maladies, comme le diabète et les maladies cardiovasculaires, est imputable à l'évolution rapide de la trame sociale, des habitudes alimentaires et du mode de vie qu'ont connue certaines collectivités autochtones durant cette période⁶⁻⁸. Le statut socioéconomique plus faible des Autochtones, caractéristique généralement reconnue comme étant associée à un moins bon état de santé, explique en partie ces inégalités en matière de santé^{1,9,10}.

Méthodologie

Source des données

L'article se fonde sur des données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), de 2000-2001. Voir l'annexe pour la description de l'ESCC.

Techniques d'analyse

L'analyse est fondée sur des données recueillies auprès de 123 994 personnes qui ont précisé leurs antécédents culturels et raciaux. Les 1 043 personnes qui n'ont pas fourni ce renseignement ont été exclues de l'échantillon. Les proportions ont été calculées d'après les poids d'échantillonnage de l'ESCC dont la somme correspond à la population cible au moment de la collecte des données. Les intervalles de confiance des estimations ont été calculées au moyen de la formule établie pour l'échantillonnage aléatoire simple à laquelle a été intégré un effet de plan de sondage estimatif de 2 afin de tenir compte du plan d'échantillonnage complexe de l'ESCC. Lors de toute comparaison, on a considéré les deux estimations comme étant significativement différentes si les intervalles de confiance à 95 % ne se chevauchaient pas.

Pour l'analyse par régression logistique multiple (voir *Effet des comportements influant sur la santé et des caractéristiques sociodémographiques sur l'état de santé des Autochtones vivant hors réserve*), on a normalisé les coefficients de pondération et utilisé des intervalles de confiance à 99 % pour les tests de signification, à cause du plan d'échantillonnage complexe de l'ESCC.

La structure par âge étant différente pour les populations autochtone et non autochtone, afin que les comparaisons soient fiables, toutes les estimations ont été normalisées selon l'âge en prenant pour référence la structure par âge de la population canadienne telle qu'établie d'après les données de l'ESCC. Les chiffres et pourcentages non corrigés et les tailles d'échantillons figurent en annexe.

Limites

Comme toutes les données autodéclarées, celles de l'ESCC sont susceptibles de contenir des erreurs de remémoration ou d'interprétation incorrecte des questions. En outre, des différences

d'opinion d'ordre culturel entre les Autochtones et les personnes non autochtones quant au caractère approprié de la déclaration des problèmes de santé, des comportements et de l'utilisation des services de santé pourraient influencer les résultats de l'analyse. Plusieurs études ont montré que l'interprétation des questions et la disposition à répondre à des questions délicates varient d'un groupe culturel à l'autre¹¹⁻¹⁵. On ignore l'importance de ce biais de déclaration; cependant, en vue de le réduire, on a testé minutieusement le questionnaire de l'ESCC afin de s'assurer de recueillir des réponses exactes et complètes.

Seules les personnes qui ont indiqué que le groupe ethnique ou culturel auquel elles appartenaient était celui des « Autochtones d'Amérique du Nord » ont été considérées comme des Autochtones. Celles qui n'ont pas précisé leur appartenance ethnique ou culturelle ont été exclues de l'analyse. Or, selon certaines études, l'opinion d'une personne quant à son appartenance ethnique ou culturelle évolue au cours du temps¹⁶ et il existe de nombreuses raisons pour lesquelles une personne pourrait choisir de ne pas divulguer son origine ethnique ou culturelle. On ne sait donc pas dans quelle mesure les Autochtones qui ont participé à l'ESCC représentent la population complète d'Autochtones vivant hors réserve au Canada.

La taille et le revenu du ménage sont les variables dont on s'est servi pour déterminer l'adéquation du revenu. La catégorie la plus grande de taille du ménage était cinq personnes ou plus. Comme les Autochtones vivant hors réserve sont plus susceptibles que les personnes non autochtones d'appartenir à un ménage comptant au moins cinq personnes, le nombre de ménages autochtones à faible revenu pourrait être sous-estimé.

Pour chaque catégorie de revenu du ménage (faible, moyen et élevé), une plus forte proportion d'Autochtones que de non-Autochtones se situaient à l'extrémité inférieure de l'échelle, particulièrement pour la catégorie de revenu élevé. Par conséquent, l'effet du revenu n'est pas entièrement neutralisé quand les données sont présentées selon le niveau de revenu et dans les modèles de régression logistique multiple basés sur ces catégories de revenu.

Les données de l'ESCC étant transversales, aucun lien temporel ou causal entre les variables ne peut être établi.

La plupart des études sur la santé des Autochtones se sont concentrées sur les Autochtones vivant dans les réserves, les Indiens inscrits et les Inuits. En revanche, on en sait fort peu au sujet des Autochtones (inscrits et non inscrits) vivant hors réserve dans les diverses villes du Canada. De surcroît, les études visant à comparer la santé des Autochtones à celle de la population non autochtone au Canada tiennent généralement compte des différences d'âge, mais non des différences de statut socioéconomique¹.

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) permet de réaliser ce genre d'analyse. Dans le présent article, on compare l'état de santé des Autochtones vivant hors réserve et celui de la population non autochtone en tenant compte de l'effet des différences d'âge, de revenu et de région géographique. On y examine en outre les différences quant aux comportements ayant un effet sur la santé et à l'utilisation des services de santé.

Au Canada, la population autochtone comprend trois grands groupes : les Indiens d'Amérique du Nord, les Métis et les Inuits. Ensemble, ils englobent une série de groupes plus petits qui se distinguent les uns des autres et qui diffèrent de la population non autochtone, de par leur passé, leur culture et leurs traditions^{17,18}.

Nettement plus jeune que la population canadienne dans son ensemble, la population autochtone est concentrée de façon disproportionnée dans le Nord, dans l'Ouest et dans les régions rurales du pays¹⁹. Selon les données du Recensement de 1996, 46 % des Autochtones vivant hors réserve âgés de 15 ans et plus sont des Indiens inscrits. Par ailleurs, au sein de la population d'Autochtones vivant hors réserve, 57 % ont déclaré être des Indiens d'Amérique du Nord, 38 % des Métis, tandis que 6 % se déclarent Inuits. Étant donné que les personnes interrogées pouvaient donner plus d'une réponse, le total est supérieur à 100 %.

Selon l'ESCC de 2000-2001, environ 337 000 personnes de 15 ans et plus vivant hors réserve, soit environ 1,4 % de la population canadienne (non compris les habitants des réserves), ont indiqué qu'elles appartenaient à un groupe culturel ou racial autochtone (voir *Définition de la population d'Autochtones vivant hors réserve*).

État de santé autoévalué

L'état de santé autoévalué est une mesure de l'état de santé utilisée fréquemment dans les enquêtes sur la santé de la population²⁰. On a en effet montré que sa fiabilité ne varie pas d'une culture à l'autre²¹. En 2000-2001, 23,1 % d'Autochtones vivant hors réserve ont jugé leur santé passable ou mauvaise, cette proportion étant 1,9 fois plus forte que celle observée pour la population non autochtone (tableau 1). Ces résultats confirment ceux d'une étude fondée sur une autre mesure de l'état de santé, selon laquelle, au Manitoba, le taux de mortalité prématurée est deux fois plus élevé chez les membres inscrits des Premières nations que chez les autres Manitobains².

Dans chaque région géographique (urbaine, rurale, et territoires), la proportion de personnes jugeant leur santé passable ou mauvaise était plus forte pour les Autochtones vivant hors réserve que pour leurs concitoyens non autochtones. En outre, la proportion d'Autochtones déclarant leur santé passable ou mauvaise ne varient pas de façon significative d'une région géographique à l'autre (tableau 1).

La proportion de personnes jugeant leur santé passable ou mauvaise diminue à mesure qu'augmente le revenu du ménage. Cependant, l'écart entre les Autochtones et les non-Autochtones persiste pour les trois catégories de revenu (graphique 1).

Définition de la population d'Autochtones vivant hors réserve

Le mot « Autochtone » a plusieurs significations, selon le contexte et la personne qui l'utilise. Dans le présent article, il englobe uniquement les Autochtones vivant hors réserve qui font partie de la population à domicile. Dans le contexte de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), on a d'abord posé les questions suivantes : « À quel(s) groupe(s) ethnique(s) ou culturel(s) vos ancêtres appartenaient-ils? (Par exemple : Français, Écossais, Chinois) ». On a supposé qu'en commençant par poser une question sur les ancêtres, la question suivante paraîtrait plus claire. Cette question, qui a été utilisée pour repérer les Autochtones aux fins du présent article, se lisait comme suit : « Les gens qui habitent au Canada ont des origines culturelles et raciales très variées. Êtes-vous : [...] Autochtone d'Amérique du Nord (Indien(ne) d'Amérique du Nord, Métis(se), Inuit/Esquimau(de))? » La question comportait une liste de 12 catégories (y compris celles susmentionnées) et les réponses multiples étaient permises. Toute personne qui a répondu qu'elle était un Autochtone d'Amérique du Nord a été classée dans la catégorie des Autochtones. La présente analyse porte sur 3 555 répondants (représentant 337 000 personnes) qui ont déclaré être un Autochtone d'Amérique du Nord. Parmi ce groupe, 573 (représentant 88 000 membres de la population canadienne) ont déclaré une combinaison d'antécédents autochtones et non autochtones. Les personnes qui ont répondu à la question, mais n'ont pas décrit leur race ou leur culture comme étant autochtone ont été considérées comme des non-Autochtones. En tout, 1 043 personnes (représentant 196 000 membres de la population canadienne) ont choisi de ne pas répondre à la question. Ces personnes ont été exclues de l'analyse.

La méthode de collecte des données de l'ESCC et la définition des peuples autochtones utilisée aux fins du présent article (voir plus haut) diffèrent de celles du Recensement de 1996²⁴. Les données de l'ESCC ont été recueillies par interview sur place ou par interview téléphonique, tandis que celles du recensement ont été recueillies à l'aide d'un questionnaire à remplir soi-même. Dans le cas de l'ESCC, la définition de l'état d'Autochtone se fonde sur le concept d'antécédents raciaux et culturels, tandis que dans le cas du Recensement de 1996, elle repose sur le concept d'identité (les répondants s'étant identifiés personnellement comme étant Autochtones). Selon les données de l'ESCC, 337 000 Autochtones de 15 ans et plus vivaient hors réserve. Par contre, selon les données du Recensement de 1996, 374 400 personnes se sont identifiées comme étant Autochtones. Par conséquent, les données de l'ESCC et celles du Recensement doivent être comparées avec prudence.

Définitions

Pour déterminer l'état de santé autoévalué, on a posé la question « En général, diriez-vous que votre santé est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? ». Les réponses ont été groupées en trois catégories : passable ou mauvaise; bonne; très bonne ou excellente.

Le Canada a été divisé en trois régions géographiques. On a considéré que les personnes habitant le Yukon, les Territoires du Nord-Ouest ou le Nunavut vivaient dans les territoires. Dans les provinces, on a considéré les personnes habitant une région métropolitaine de recensement (RMR) ou une agglomération de recensement (AR) comme vivant en région urbaine et celles établies à l'extérieur d'une RMR ou d'une AR, mais dans une province, comme vivant en région rurale. En général, une RMR est une région géographique comptant au moins 100 000 habitants et une AR est une région géographique comptant au moins 10 000 habitants. Pour une définition complète de la RMR et de l'AR, consulter le *Dictionnaire du recensement de 1996*²⁴.

Les catégories de revenu du ménage sont établies d'après le revenu annuel total du ménage et le nombre de personnes formant ce dernier. Les catégories sont les suivantes :

| Catégorie de revenu du ménage | Nombre de personnes dans le ménage | Revenu total du ménage |
|-------------------------------|------------------------------------|------------------------|
| Faible | 1 ou 2 | Moins de 15 000 \$ |
| | 3 ou 4 | Moins de 20 000 \$ |
| | 5 ou plus | Moins de 30 000 \$ |
| Moyen | 1 ou 2 | 15 000 \$ à 29 999 \$ |
| | 3 ou 4 | 20 000 \$ à 39 999 \$ |
| | 5 ou plus | 30 000 \$ à 59 999 \$ |
| Élevé | 1 ou 2 | 30 000 \$ ou plus |
| | 3 ou 4 | 40 000 \$ ou plus |
| | 5 ou plus | 60 000 \$ ou plus |

Les personnes de 25 ans et plus ont été réparties en quatre catégories, en fonction du niveau le plus élevé de scolarité atteint, c'est-à-dire, pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, certaines études postsecondaires et diplôme d'études postsecondaires.

Les personnes de 15 à 75 ans ont été réparties en cinq catégories selon leur situation d'emploi l'année qui a précédé l'enquête, à savoir : a travaillé toute l'année; a travaillé une partie de l'année et a cherché du travail; a travaillé une partie de l'année et n'a pas cherché de travail; n'a pas travaillé l'année précédente et a cherché du travail; n'a pas travaillé l'année précédente et n'a pas cherché de travail.

Pour mesurer la prévalence des problèmes de santé chroniques, on a demandé aux personnes qui ont participé à l'enquête si elles avaient un problème de santé de longue durée, c'est-à-dire un problème ayant duré ou devant durer au moins six mois, diagnostiqué par un professionnel de la santé. L'intervieweur leur a lu une liste de problèmes de santé. Ceux inclus dans la présente analyse sont l'asthme, la fibromyalgie, l'arthrite ou le rhumatisme, les maux de dos (sauf ceux dus à la fibromyalgie ou à l'arthrite et au rhumatisme), l'hypertension, la migraine, la bronchite chronique, l'emphysème ou la bronchopneumopathie chronique obstructive, le diabète, l'épilepsie, les maladies cardiaques, le cancer, les ulcères à l'estomac ou à l'intestin, les troubles dus à un accident vasculaire cérébral, l'incontinence urinaire, la maladie d'Alzheimer ou toute autre forme de démence, la cataracte et le glaucome. Les réponses ont été réparties en deux catégories, à savoir les personnes n'ayant eu aucun de ces problèmes de santé et celles ayant eu un ou plusieurs de ces problèmes de santé en 2000-2001.

Pour déterminer si une personne a vécu un épisode dépressif majeur, l'ESCC s'appuie, conformément à la méthode de Kessler et coll., sur un sous-ensemble de questions de la Composite International Diagnostic Interview²⁵. Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif énumérés dans la troisième édition révisée du *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux*²⁶. Les réponses aux questions sont cotées en fonction d'une échelle et la somme des cotes est transformée en une probabilité estimative de diagnostic d'un épisode dépressif majeur. On a considéré comme ayant vécu un épisode dépressif majeur au cours des 12 mois précédents toute personne pour laquelle la probabilité était égale ou supérieure à 0,9 (autrement dit, toute personne pour laquelle la certitude d'un diagnostic positif était de 90 %).

Pour évaluer la limitation prolongée des activités, on a posé la question « À cause d'une incapacité physique ou mentale ou d'un problème de santé chronique, êtes-vous limité(e) d'une façon quelconque dans le genre ou dans le nombre d'activités que vous exercez à la maison, à l'école ou au travail, ou dans d'autres activités comme les loisirs ou les déplacements entre la maison et le

lieu de travail ou l'école? ». Par « problème de santé de longue durée », on entend un état qui persiste ou qui devrait persister six mois ou plus. Les personnes qui ont déclaré que leurs activités étaient souvent limitées ont été considérées comme présentant une limitation prolongée des activités.

On a défini cinq catégories d'usage du tabac. Les personnes qui ont déclaré qu'elles fumaient habituellement au moins 20 cigarettes par jour ont été considérées comme de grands fumeurs. Les personnes qui fumaient quotidiennement, mais moins de 20 cigarettes par jour, ont été classées dans la catégorie des petits fumeurs. Celles qui fumaient, mais pas quotidiennement, ont été classées dans la catégorie des fumeurs occasionnels. Enfin, la catégorie des anciens fumeurs quotidiens regroupe les personnes ayant fumé tous les jours dans le passé, mais qui, au moment de l'entrevue, ne fumaient plus. Toutes les autres personnes ont été classées dans la catégorie des personnes n'ayant jamais fumé quotidiennement.

Pour déterminer le niveau d'activité physique d'une personne, on a calculé la dépense d'énergie pour chacune des activités à laquelle cette personne s'adonnait durant ses loisirs. Pour calculer cette dépense d'énergie, on a multiplié le nombre de fois qu'elle s'était adonnée à une activité physique au cours d'une période de 12 mois (période de remémoration de trois mois multipliée par quatre) par la durée moyenne de l'activité, exprimée en minutes, et par la dépense énergétique (exprimée en kilocalories dépensées par kilogramme de poids corporel par heure d'activité). Pour calculer la dépense énergétique quotidienne moyenne pour l'activité, on a divisé l'estimation de la dépense annuelle par 365. On a effectué le calcul pour chaque activité entreprise durant les loisirs et on a additionné les estimations résultantes pour obtenir la dépense énergétique quotidienne moyenne globale. Les personnes dont la dépense énergétique était inférieure à 1,5 kcal/jour ont été considérées comme physiquement inactives, celles dont la dépense était comprise entre 1,5 et 2,9 kcal/jour comme moyennement actives et celles dont la dépense énergétique était égale ou supérieure à 3,0 kcal/jour, comme étant actives. Cet indice ne tient pas compte de l'activité physique au lieu de travail.

Pour calculer l'indice de masse corporelle (IMC), on a divisé le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Trois catégories ont été définies : poids sain ou insuffisance pondérale (IMC inférieur à 25), surpoids/embonpoint (IMC de 25 à moins de 30) et obésité (IMC égal ou supérieur à 30). Les femmes enceintes ont été exclues de cet aspect de l'analyse.

Pour établir la catégorie de consommation d'alcool, on a posé la question « Au cours des 12 derniers mois, à quelle fréquence avez-vous consommé des boissons alcoolisées? ». Trois catégories ont été définies, à savoir la consommation d'alcool hebdomadaire, les anciens buveurs (personnes n'ayant pas bu au cours des 12 derniers mois, mais ayant bu à un moment donné dans le passé) et la consommation d'alcool occasionnelle ou l'abstinence (personnes buvant moins d'une fois par semaine ou ne buvant jamais).

Pour évaluer la consommation abusive d'alcool, on a demandé aux participants à l'enquête d'indiquer le nombre de fois qu'ils avaient consommé cinq verres ou plus d'alcool en une même occasion au cours des 12 derniers mois. Les personnes qui ont répondu une fois par mois ou plus souvent ont été classées dans la catégorie de consommation abusive d'alcool.

Pour déterminer le nombre de consultations avec les professionnels de la santé, on a demandé à chaque personne interrogée d'indiquer combien de fois, au cours des 12 mois précédant l'enquête, elle avait consulté, en personne ou par téléphone, un professionnel de la santé pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux; à partir d'une énumération de diverses catégories de professionnels de la santé, on a aussi demandé à chacune de préciser le professionnel ou les professionnels de la santé dont il s'agissait. L'intervieweur a demandé aux personnes interrogées d'exclure les cas où elles avaient passé la nuit dans un établissement de santé. La liste de professionnels de la santé comptait un médecin de famille ou un omnipraticien, un spécialiste de la vue (comme un ophtalmologue ou un optométriste), un autre médecin ou spécialiste (comme un chirurgien, un allergologue, un orthopédiste, un gynécologue ou un psychiatre), une infirmière pour recevoir des soins ou des conseils, un dentiste ou un orthodontiste.

Pour déterminer si une personne avait un médecin régulier, on a posé la question « Avez-vous un médecin régulier? »

Pour évaluer les besoins non satisfaits de soins de santé, on a posé la question « Au cours des 12 derniers mois, y a-t-il eu un moment où vous avez cru que vous aviez eu besoin de soins de santé mais ne les avez pas obtenus? » Aux personnes qui ont répondu « Oui », on a demandé d'indiquer les raisons pour la situation la plus récente. Les raisons ont été regroupées en trois catégories, selon qu'il s'agissait de problèmes de disponibilité de services (services non disponibles où vivait la personne ou au moment où celle-ci en avait eu besoin, ou période d'attente trop longue), d'accessibilité (coût ou transport) et d'acceptabilité (réponses ayant trait à des attitudes ou à des responsabilités concurrentes).

Tableau 1

Indicateurs de l'état de santé, population à domicile de 15 ans et plus, selon le statut d'Autochtone vivant hors réserve et la région géographique, Canada, 2000-2001

| | Canada | | Provinces | | | | Territoires(T) | | Comparaison régionale pour les Autochtones† |
|--|-------------|-----------------|----------------------|-----------------|---------------------|-----------------|-------------------|-----------------|---|
| | Autochtones | Non-Autochtones | Régions urbaines (U) | | Régions rurales (R) | | Autochtones | Non-Autochtones | |
| | | | Autochtones | Non-Autochtones | Autochtones | Non-Autochtones | | | |
| | % | % | % | % | % | % | % | % | |
| État de santé autoévalué | | | | | | | | | |
| Très bon ou excellent | 42,4* | 61,2 | 43,2* | 61,5 | 42,8* | 60,2 | 38,2* | 60,3 | R<T |
| bon | 34,4* | 26,6 | 34,8* | 26,5 | 31,5 | 27,1 | 40,2* | 28,6 | |
| Passable ou mauvais | 23,1* | 12,2 | 22,0* | 12,1 | 25,8* | 12,7 | 21,6* | 11,1 | |
| Un problème de santé chronique ou plusieurs | 60,1* | 49,6 | 62,6* | 49,4 | 59,6* | 50,3 | 45,2 | 48,0 | U,R>T |
| Type de problème de santé chronique | | | | | | | | | |
| Hypertension | 15,4* | 13,2 | 15,7 | 13,2 | 15,8 | 13,4 | 12,7 | 12,7 | U,R>T |
| Diabète | 8,7* | 4,3 | 8,8* | 4,2 | 9,2* | 4,6 | 4,3 ^{E1} | 4,0 | |
| Arthrite | 26,4* | 15,8 | 28,7* | 15,6 | 24,7* | 16,9 | 15,9 | 16,9 | |
| Limitation prolongée des activités | 16,2* | 10,3 | 15,5* | 10,2 | 18,1* | 10,5 | 13,4 | 11,6 | |
| Épisode dépressif majeur au cours des 12 derniers mois‡ | 13,2* | 7,3 | 13,8* | 7,4 | 13,1* | 6,8 | 9,0 | 7,5 | |

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

Nota : Les pourcentages ont été normalisés selon l'âge en prenant pour référence l'ensemble de la population canadienne.

† Seules les différences significatives entre régions géographiques sont présentées pour les Autochtones.

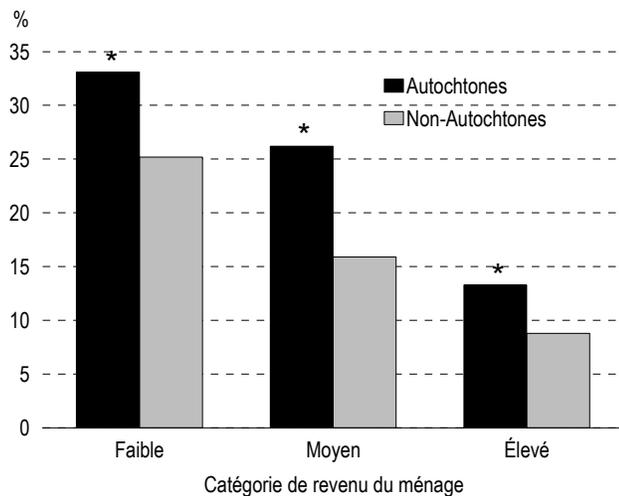
‡ Sont exclues deux régions sociosanitaires, à savoir la Brant Public Health Unit, en Ontario et la Northern Health Services Branch, en Saskatchewan.

* Valeur significativement différente de celle obtenue pour les non-autochtones.

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

Graphique 1

Pourcentage de personnes déclarant leur état de santé passable ou mauvais, selon le revenu du ménage et le statut d'Autochtone vivant hors réserve, Canada, 2000-2001



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

Nota : Les pourcentages ont été normalisés selon l'âge en prenant pour référence l'ensemble de la population canadienne.

* Valeur significativement différente de celle obtenue pour les non-Autochtones.

Parmi les Autochtones vivant hors réserve, la proportion des personnes déclarant leur santé passable ou mauvaise est plus faible chez celles dont le revenu du ménage est élevé que chez celles dont le revenu du ménage est faible ou moyen.

Problèmes de santé chroniques

En 2000-2001, 60,1 % d'Autochtones vivant hors réserve ont déclaré au moins un problème de santé chronique (voir Définitions), comparativement à 49,6 % seulement de non-Autochtones. Trois problèmes de santé chroniques dont on sait la prévalence plus élevée chez les Autochtones que chez les non-Autochtones ont été choisis pour approfondir l'analyse, à savoir l'hypertension, le diabète et l'arthrite^{22,23}. De ces trois problèmes de santé, l'arthrite est celui dont la prévalence est la plus forte chez les Autochtones (26,4 %). Viennent ensuite l'hypertension (15,4 %) et le diabète (8,7 %). La prévalence de chacun de ces problèmes de santé était plus forte chez les Autochtones vivant hors réserve qu'au sein de la population non Autochtone (tableau 1). C'est pour le diabète que l'écart est le plus important, la prévalence de celui-ci étant deux fois plus forte chez les Autochtones que chez les non-Autochtones. Cependant, ce rapport est plus faible que celui observé lors de deux études antérieures : dans un cas, la

prévalence du diabète était 4.2 fois plus forte chez les membres inscrits des Premières nations que chez les non-Autochtones du Manitoba² et dans l'autre cas, la prévalence du diabète était 3,3 fois plus forte chez les hommes Autochtones vivant dans les réserves et 5,3 fois plus forte chez les femmes autochtones vivant dans les réserves qu'au sein de la population non autochtone²³.

Dans les régions urbaines et rurales, une plus forte proportion d'Autochtones vivant hors réserve que de personnes non autochtones ont dit souffrir de problèmes de santé chroniques (tableau 1). Cependant, dans les territoires, la prévalence des problèmes de santé chroniques était la même pour les Autochtones que pour les non-Autochtones. Par contre, lors d'une étude antérieure, la prévalence des problèmes de santé chroniques était plus faible chez les Autochtones vivant dans le Nord que chez les autres résidents non autochtones des territoires²⁷.

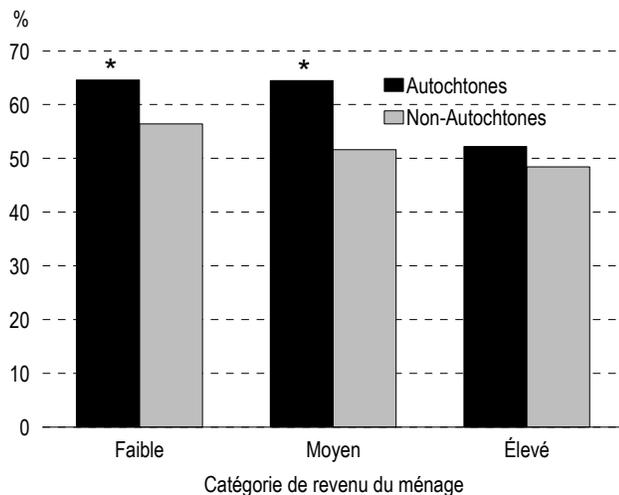
La prévalence des problèmes de santé chroniques était plus faible chez les Autochtones hors réserve habitant les territoires que chez ceux établis dans les provinces (tableau 1). Similairement, une autre étude montre que les résidents des collectivités autochtones du nord du Manitoba se jugent en meilleure santé que ceux des collectivités autochtones du sud de la province². Ces résultats pourraient indiquer que le mode de vie des collectivités autochtones du Nord

n'a pas évolué autant que celui des collectivités établies dans le Sud^{28,29}. Il se pourrait aussi que la probabilité qu'on diagnostique un problème de santé chronique chez les Autochtones du Nord soit plus faible du fait qu'ils consultent peu souvent un médecin²⁷. En outre, des différences culturelles quant à la déclaration des renseignements liés à la santé entre les populations du Nord (principalement des Inuits) et du Sud (principalement des membres des Premières nations et des Métis) pourraient expliquer en partie ces écarts²⁷.

Par rapport aux Canadiens non autochtones ayant le même statut socioéconomique, une plus forte proportion d'Autochtones vivant hors réserve appartenant à un ménage dont le revenu est faible ou moyen ont déclaré souffrir de problèmes de santé chroniques (graphique 2). Parmi les Canadiens appartenant à la catégorie de revenu du ménage élevé, la prévalence des problèmes de santé chroniques est la même, qu'ils s'agissent d'Autochtones ou de non-Autochtones.

Les avantages que procure un revenu élevé s'observe aussi au sein de la population autochtone vivant hors réserve, la proportion de personnes déclarant souffrir d'au moins un problème de santé chronique étant plus faible chez celles dont le revenu est élevé que chez celles dont le revenu est faible ou moyen.

Graphique 2
Pourcentage de personnes déclarant un problème de santé chronique ou plusieurs, selon le revenu du ménage et le statut d'Autochtone vivant hors réserve, Canada, 2000-2001



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

Nota : Les pourcentages ont été normalisés selon l'âge en prenant pour référence l'ensemble de la population canadienne.

* Valeur significativement différente de celle obtenue pour les non-Autochtones.

Limitation prolongée des activités

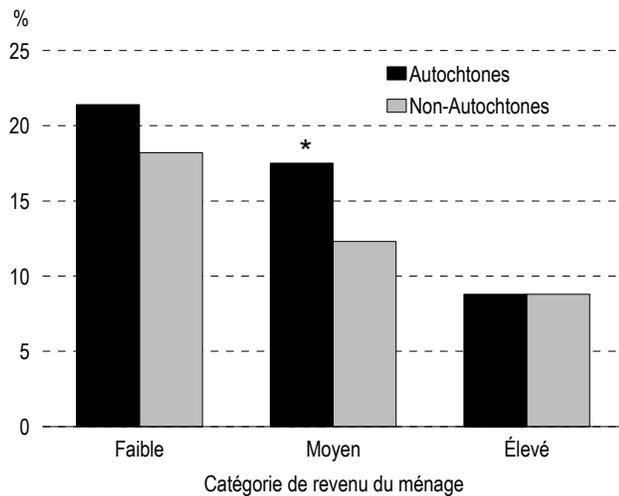
En 2000-2001, 16,2 % d'Autochtones vivant hors réserve ont déclaré une limitation prolongée des activités (voir Définitions), ce taux étant 1,6 fois plus élevé que celui enregistré chez les non-Autochtones (tableau 1). Ce rapport est plus faible que celui observé lors d'une étude antérieure selon laquelle le taux d'incapacité était 2,4 fois plus élevé pour les Autochtones que pour l'ensemble de la population canadienne³⁰.

La prévalence de la limitation des activités était plus forte chez les Autochtones vivant hors réserve dans les provinces que chez les habitants non autochtones des provinces. Cependant, dans les territoires, la prévalence de la limitation des activités était la même pour les Autochtones que pour les personnes non autochtones (tableau 1).

Une proportion plus forte d'Autochtones vivant hors réserve et ayant un revenu moyen que de non-Autochtones ayant un revenu moyen ont déclaré une limitation des activités (graphique 3); pour les autres catégories de revenu, la prévalence de la limitation des activités est la même pour les Autochtones vivant hors réserve que pour les non-Autochtones.

Graphique 3

Pourcentage de personnes déclarant une limitation prolongée des activités, selon le revenu du ménage et le statut d'Autochtone vivant hors réserve, Canada, 2000-2001



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

Nota : Les pourcentages ont été normalisés selon l'âge en prenant pour référence l'ensemble de la population canadienne.

* Valeur significativement différente de celle obtenue pour les non-Autochtones.

Chez les Autochtones vivant hors réserve, la proportion de personnes déclarant une limitation des activités est plus faible pour la catégorie de revenu élevé que pour les catégories de revenu faible et moyen.

Dépression

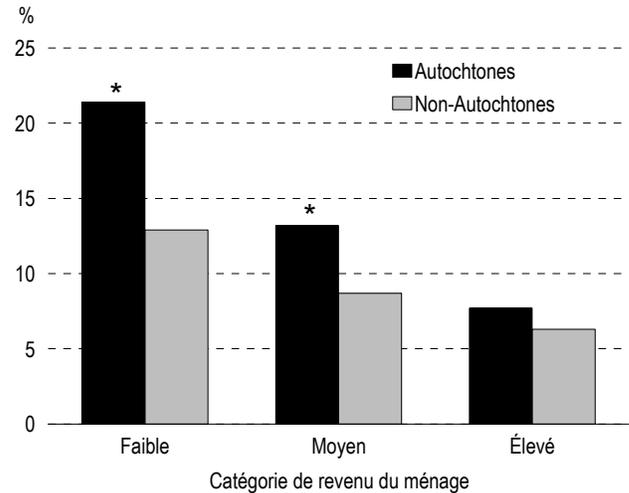
En 2000-2001, 13,2 % d'Autochtones vivant hors réserve ont vécu un épisode dépressif majeur l'année qui a précédé l'enquête (voir *Définitions*), cette proportion étant 1,8 fois plus forte que celle observée chez les non-Autochtones (tableau 1). D'autres chercheurs ont décrit des taux élevés de problèmes de santé mentale au sein des collectivités autochtones du Canada^{1,31,32}. Selon une étude, dans le nord-ouest de l'Ontario, la prévalence de la dépression chez les Autochtones serait sous-estimée³³.

Dans les provinces, la prévalence de la dépression était plus forte chez les Autochtones vivant hors réserve que chez les non-Autochtones; par contre, dans les territoires, elle était la même pour les deux groupes (tableau 1). Cependant, la proportion d'Autochtones vivant hors réserve ayant vécu un épisode dépressif ne varie pas de façon significative d'une région à l'autre.

Parmi les ménages à faible revenu ou à revenu moyen, un Autochtone vivant hors réserve était plus

Graphique 4

Pourcentage de personnes ayant vécu un épisode dépressif majeur l'année précédente, selon le revenu du ménage et le statut d'Autochtone vivant hors réserve, Canada, 2000-2001



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001

Nota : Les pourcentages ont été normalisés selon l'âge en prenant pour référence l'ensemble de la population canadienne.

Sont exclues deux régions socio-sanitaires, à savoir la Brant Public Health Unit, en Ontario et la Northern Health Services Branch, en Saskatchewan.

* Valeur significativement différente de celle obtenue pour les non-Autochtones.

susceptible qu'un non-Autochtone d'avoir vécu un épisode dépressif. Parmi les ménages à revenu élevé, la prévalence de la dépression était la même pour les Autochtones que pour les non-Autochtones (graphique 4).

Déterminants de la santé

Les déterminants de la santé sont nombreux. À cet égard, un lien bien connu est celui entre le faible statut socioéconomique et un mauvais état de santé^{7,9,18}. Dans le présent article, l'évaluation du statut socioéconomique est fondée principalement sur le revenu du ménage. Cependant, les données sur le niveau de scolarité et sur la situation d'emploi sont présentées et ont été utilisées dans les modèles de régression logistique (voir *Effet des comportements influant sur la santé et des caractéristiques sociodémographiques sur l'état de santé des Autochtones vivant hors réserve*). En 2000-2001, par rapport à la population non autochtone, le niveau de scolarité, le revenu du ménage et la probabilité d'avoir travaillé toute l'année étaient plus faibles au sein de la population d'Autochtones vivant hors réserve, qu'elle soit prise dans son ensemble ou selon la région géographique (tableau 2). Des études antérieures ont également montré que le statut socioéconomique de

la population autochtone est plus faible que celui de la population non autochtone^{1,10}.

Parmi le groupe des Autochtones vivant hors réserve, on note certaines différences de statut socioéconomique selon la région. Ceux établis dans les provinces étaient plus susceptibles d'avoir obtenu un diplôme d'études secondaires que ceux vivant dans les territoires. Cependant, malgré cette différence de niveau de scolarité, le revenu du ménage et la situation d'emploi étaient généralement les mêmes quelle que soit la région géographique (tableau 2).

Outre le statut socioéconomique, nombre de comportements sont associés à l'état de santé. Par exemple, l'usage du tabac est lié à certaines formes de cancer, aux maladies cardiaques et aux accidents vasculaires cérébraux³⁴. En 2000-2001, 51,4 % d'Autochtones vivant hors réserve fumaient, soit un taux 1,9 fois plus élevé que celui observé chez les non-Autochtones. La majorité étaient des petits fumeurs quotidiens (27,2 %); venaient ensuite les grands fumeurs quotidiens (14,3 %) et les fumeurs occasionnels (9,9 %). L'écart le plus important entre

Tableau 2
Déterminants de la santé, population à domicile de 15 ans et plus, selon le statut d'Autochtone vivant hors réserve et la région géographique, Canada, 2000-2001

| | Canada | | Provinces | | | | Territoires (T) | | Comparaison régionale pour les Autochtones [†] |
|---|--------------|-----------------|----------------------|-----------------|---------------------|-----------------|-----------------|-------------------|---|
| | Autochtones | Non-Autochtones | Régions urbaines (U) | | Régions rurales (R) | | Autochtones | Non-Autochtones | |
| | | | Autochtones | Non-Autochtones | Autochtones | Non-Autochtones | | | |
| | % | % | % | % | % | % | % | | |
| Niveau de scolarité (25 ans et plus) | | | | | | | | | |
| Pas de diplôme d'études secondaires | 43,9* | 23,1 | 39,6* | 20,9 | 48* | 32,1 | 61,3* | 18,8 | U,R<T |
| Diplôme d'études secondaires | 13,5* | 19,4 | 14,3* | 19,5 | 13,8* | 19,2 | 6,7* | 13,8 | U,R>T |
| Certaines études postsecondaires | 10,2* | 6,7 | 11,4* | 6,8 | 9,0 | 6,0 | 4,0 | 4,5 | U,R>T |
| Diplôme d'études postsecondaires | 32,5* | 50,8 | 34,6* | 52,8 | 29,3* | 42,6 | 28* | 62,8 | |
| Revenu du ménage | | | | | | | | | |
| Faible | 27,3* | 10,1 | 28* | 9,7 | 23,3* | 11,5 | 32,1* | 9,7 | R<T |
| Moyen | 24,8* | 19,9 | 23,5* | 18,6 | 26,1 | 25,0 | 29,1* | 14,2 | |
| Élevé | 37,0* | 60,1 | 38,4* | 61,9 | 36,2* | 53,1 | 31,3* | 66,6 | |
| Données manquantes | 10,9 | 9,9 | 10,0 | 9,8 | 14,4* | 10,4 | 7,5 | 9,6 | R>T |
| Situation d'emploi l'année précédente (15 à 75 ans) | | | | | | | | | |
| A travaillé toute l'année | 38,1* | 53,2 | 39,6* | 53,8 | 36,2* | 50,5 | 35,5* | 52,7 | |
| A travaillé une partie de l'année et a cherché de travail | 13,4* | 8,3 | 12,4* | 8,0 | 15,1* | 9,4 | 15,8 | 10,8 | |
| A travaillé une partie de l'année et n'a pas cherché de travail | 13,2 | 14,6 | 11,8 | 14,3 | 14,9 | 15,8 | 17,5 | 19,0 | |
| N'a pas travaillé et a cherché du travail | 4,6* | 1,7 | 5,9* | 1,7 | 1,8 ^{E2} | 1,5 | 3,7 | 1,9 ^{E2} | U>R |
| N'a pas travaillé et n'a pas cherché de travail | 30,7* | 22,3 | 30,3* | 22,2 | 31,9* | 22,7 | 27,4* | 15,6 | |
| Usage du tabac | | | | | | | | | |
| Petit fumeur quotidien | 27,2* | 12,6 | 26,9* | 12,4 | 24,4* | 13,2 | 38,0* | 15,8 | U,R<T |
| Gros fumeur quotidien | 14,3* | 9,5 | 14,1* | 8,8 | 16,0* | 12,4 | 10,6 | 12,5 | |
| Fumeur occasionnel | 9,9* | 4,4 | 10,4* | 4,5 | 8,4* | 4,1 | 10,1* | 4,8 | |
| Ancien fumeur quotidien | 23,5 | 23,2 | 21,8 | 22,8 | 27,2 | 24,9 | 23,0 | 23,2 | |
| N'a jamais fumé quotidiennement | 25,2* | 50,2 | 26,8* | 51,5 | 23,9* | 45,3 | 18,3* | 43,7 | U>T |
| Activité physique | | | | | | | | | |
| Actif(ve) | 23,3 | 21,8 | 23,3 | 21,9 | 23,5 | 21,5 | 20,3* | 29,0 | |
| Modérément actif(ve) | 22,6 | 23,5 | 23,0 | 23,6 | 23,3 | 22,8 | 18,1 | 24,1 | |
| Inactif(ve) | 54,1 | 54,7 | 53,8 | 54,5 | 53,2 | 55,7 | 61,6* | 47,0 | |
| Indice de masse corporelle | | | | | | | | | |
| Poids sain ou insuffisance pondérale | 41,8* | 54,3 | 41,9* | 55,6 | 40,7* | 48,8 | 41,8 | 48,5 | |
| Surpoids/embonpoint | 33,5 | 31,7 | 32,5 | 31,1 | 35,8 | 34,0 | 33,7 | 31,5 | |
| Obèse | 24,7* | 14,0 | 25,6* | 13,2 | 23,5* | 17,3 | 24,5 | 20,1 | |
| Consommation d'alcool | | | | | | | | | |
| Hebdomadaire | 27,2* | 38,4 | 29,4* | 39,0 | 26,0* | 36,0 | 14,6* | 41,3 | U,R>T |
| Ancien buveur | 22,7* | 11,9 | 21,0* | 11,5 | 22,8* | 13,4 | 31,7* | 14,6 | U,R<T |
| Moins qu'hebdomadaire ou abstinence | 50,1 | 49,8 | 49,6 | 49,5 | 51,2 | 50,6 | 53,6* | 44,2 | |
| Consommation abusive d'alcool | 22,6* | 16,1 | 22,5* | 15,6 | 22,9* | 18,3 | 24,4 | 24,3 | |

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

Nota : Les pourcentages ont été normalisés selon l'âge en prenant pour référence l'ensemble de la population canadienne.

† Seules les différences significatives entre régions géographiques sont présentées pour les Autochtones.

* Valeur significativement différente de celle obtenue pour les non-Autochtones.

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

Effet des comportements influant sur la santé et des caractéristiques sociodémographiques sur l'état de santé des Autochtones vivant hors réserve

Pour déterminer si la cote exprimant la probabilité de déclarer un résultat particulier en matière de santé est plus élevée pour les Autochtones vivant hors réserve que pour les non-Autochtones, après correction pour tenir compte de l'effet des variables sociodémographiques et des comportements influant sur la santé, nous avons utilisé quatre séries de modèles de régression logistique multiple, c'est-à-dire une par résultat particulier en matière de santé. Dans chaque modèle, la variable dépendante est la proportion de la population déclarant le résultat en question en matière de santé. Les quatre résultats étudiés sont l'autoévaluation d'un état de santé passable ou mauvais, l'existence d'un ou de plusieurs problèmes de santé chroniques, l'existence d'une limitation prolongée des activités et l'existence d'un épisode dépressif majeur l'année précédente. Dans le premier ensemble de modèles de régression (âge/sexe), les quatre résultats ont été examinés séparément en tenant compte de l'effet de l'âge, du sexe et du statut d'Autochtone. Pour obtenir le deuxième ensemble de modèles (variables sociodémographiques), on a étoffé les modèles âge/sexe en y ajoutant les variables suivantes : région géographique (urbaine, rurale, territoire), état matrimonial (célibataire, marié(e), marié(e) antérieurement, non déclaré), niveau de scolarité (pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, certaines études postsecondaires, diplôme d'études postsecondaires), niveau de revenu (faible, moyen, élevé, non déclaré) et situation d'emploi (a travaillé toute l'année, a travaillé une partie de l'année et a cherché du travail, a travaillé une partie de l'année et n'a pas cherché de travail, n'a pas travaillé l'année précédente et a cherché du travail, n'a pas travaillé l'année précédente et n'a pas cherché de travail). L'ensemble final de modèles (comportements influant sur la santé) comprend toutes les variables des modèles précédents, ainsi que les facteurs suivants : activité physique (personne inactive, moyennement active, active), catégorie d'usage du tabac (grand fumeur quotidien, petit fumeur quotidien, fumeur occasionnel, ancien fumeur quotidien, personne n'ayant jamais fumé quotidiennement), indice de masse corporelle (poids sain ou insuffisance pondérale, surpoids/embonpoint; obèse) et consommation abusive d'alcool.

Selon les modèles âge/sexe, la cote exprimant la probabilité de déclarer un état de santé passable ou mauvais, un ou plusieurs problèmes de santé chroniques, une limitation prolongée des activités et un épisode dépressif majeur est plus élevée pour les Autochtones vivant hors réserve que pour les non-Autochtones. Le rapport de cotes pour la population autochtone varie de 1,6 (pour les problèmes de santé chroniques) à 2,3 (pour un état de santé passable ou mauvais) (tableau 3).

Chez les Autochtones vivant hors réserve, les rapports de cotes après correction pour tenir compte de l'effet de certaines variables sociodémographiques sont plus faibles que ceux produits par les modèles âge/sexe, ce qui signifie que la différence d'état de santé entre les Autochtones et les non-Autochtones est attribuable en partie à des différences sociodémographiques. En moyenne, la cote exprimant la probabilité de déclarer n'importe lequel des quatre résultats en matière de santé compris dans les modèles est environ 1,5 fois plus élevée pour les Autochtones que pour les non-Autochtones.

Pour les modèles tenant compte des comportements qui influent sur la santé, les rapports de cotes ayant trait aux Autochtones vivant hors réserve étaient plus faibles que les rapports de cotes correspondants des modèles sociodémographiques. Cependant, la cote exprimant la probabilité de déclarer un état de santé passable ou mauvais, un ou plusieurs problèmes de santé chroniques et un épisode dépressif majeur demeure plus élevée chez les Autochtones que chez les non-Autochtones. Par contre, pour ce qui est de la limitation prolongée des activités, la différence entre les rapports de cotes calculés pour les Autochtones vivant hors réserve et pour les non-Autochtones n'est plus significative. En moyenne, la cote exprimant la probabilité de déclarer l'un des résultats en matière de santé compris dans les modèles est environ 1,3 fois plus élevée pour les Autochtones que pour la population non autochtone.

Les résultats donnent à penser que les différences d'état de santé entre les populations autochtone et non autochtone sont en partie attribuables à des différences d'âge, de caractéristiques sociodémographiques et de comportements ayant un effet sur la santé, tels que mesurés aux fins de la présente analyse.

Tableau 3

Rapport corrigé de cotes pour certaines variables d'état de santé, selon le statut d'Autochtone vivant hors réserve, après correction pour tenir compte des caractéristiques socioéconomiques et des comportements influant sur la santé, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, 2000-2001

| Statut d'Autochtone vivant hors réserve | État de santé passable ou mauvais | | Un problème de santé chronique ou plusieurs | | Limitation prolongée des activités | | Épisode dépressif majeur l'année précédente† | |
|---|-----------------------------------|---------------------------------|---|---------------------------------|------------------------------------|---------------------------------|--|---------------------------------|
| | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 99 % | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 99 % | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 99 % | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 99 % |
| Modèle âge/sexe | | | | | | | | |
| Non-Autochtones‡ | 1,0 | ... | 1,0 | ... | 1,0 | ... | 1,0 | ... |
| Autochtone vivant hors réserve | 2,3* | 1,9 - 2,7 | 1,6* | 1,4 - 1,9 | 1,8* | 1,5 - 2,2 | 1,9* | 1,6 - 2,3 |
| Modèle sociodémographique | | | | | | | | |
| Non-Autochtones‡ | 1,0 | ... | 1,0 | ... | 1,0 | ... | 1,0 | ... |
| Autochtone vivant hors réserve | 1,5* | 1,3 - 1,8 | 1,5* | 1,3 - 1,7 | 1,4* | 1,1 - 1,7 | 1,5* | 1,3 - 1,9 |
| Modèle des comportements influant sur la santé | | | | | | | | |
| Non-Autochtones‡ | 1,0 | ... | 1,0 | ... | 1,0 | ... | 1,0 | ... |
| Autochtone vivant hors réserve | 1,3* | 1,1 - 1,7 | 1,3* | 1,1 - 1,5 | 1,2 | 1,0 - 1,5 | 1,3* | 1,1 - 1,6 |

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

Nota : À part le statut d'Autochtone vivant hors réserve, les variables indépendantes figurant dans chaque modèle (comme suit) ne sont pas présentées.

Modèle âge/sexe : variable indépendante = statut d'Autochtone vivant hors réserve, âge, sexe.

Modèle sociodémographique : variable indépendante = statut d'Autochtone vivant hors réserve, âge, sexe, région géographique, état matrimonial, niveau de scolarité, revenu du ménage, situation d'emploi.

Modèle des comportements influant sur la santé : variable indépendante = statut d'Autochtone vivant hors réserve, âge, sexe, région géographique, état matrimonial, niveau de scolarité, revenu du ménage, situation d'emploi, usage du tabac, activité physique, indice de masse corporelle, consommation abusive d'alcool.

† Sont exclues deux régions sociosanitaires, à savoir la Brant Public Health Unit, en Ontario et la Northern Health Services Branch, en Saskatchewan.

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

* Le rapport de cotes est significativement plus élevé pour les Autochtones vivant hors réserve que pour les non-Autochtones.

... N'ayant pas lieu de figurer.

les Autochtones vivant hors réserve et la population non autochtone est celui observé pour les petits fumeurs quotidiens et les fumeurs occasionnels (tableau 2). De nombreuses autres études indiquent qu'on trouve des taux élevés d'usage du tabac chez les Autochtones^{27,35,36}. En outre, il semble que ces taux ne soient pas à la baisse³⁷.

Dans toutes les régions géographiques, les Autochtones vivant hors réserve étaient plus susceptibles de faire usage du tabac que leurs concitoyens non autochtones. Au sein de ce groupe d'Autochtones, le taux le plus élevé était celui enregistré pour les territoires (58,7 %); pour les provinces, il était d'environ 50 %. Ces taux sont comparables aux estimations antérieures^{27,36}.

Les travaux de recherche indiquent que l'activité physique a des effets salutaires, comme la réduction du risque des maladies cardiaques^{6,38}. L'activité physique durant les loisirs est l'un des comportements influant sur la santé pour lequel il n'existe pour ainsi dire aucune différence entre les Autochtones vivant hors réserve et les non-Autochtones. En 2000-2001, 23,3 % d'Autochtones vivant hors réserve s'adonnaient à des activités physiques [actifs] et 54,1 % n'en pratiquaient aucune [inactifs] (les autres étaient moyennement actifs). Dans les provinces, le taux d'activité physique était presque le même pour les Autochtones vivant hors réserve et pour la population non autochtone; par contre, dans les territoires, les Autochtones étaient moins susceptibles de s'adonner à des activités physiques que les non-Autochtones des régions du Nord (tableau 2).

L'embonpoint et l'obésité (voir *Définitions*) ont été associés à plusieurs problèmes de santé chroniques, comme l'asthme, l'hypertension et le diabète³⁹. En 2000-2001, 33,5 % d'Autochtones vivant hors réserve faisaient de l'embonpoint et 24,7 % étaient obèses. Les Autochtones vivant hors réserve étaient aussi susceptibles que les non-Autochtones de faire de l'embonpoint et étaient 1,8 fois plus susceptibles d'être obèses (tableau 2). Plusieurs études montrent que les enfants et les adultes autochtones pèsent plus que les autres Canadiens^{7,35,40}. On ne sait pas exactement pourquoi il en est ainsi, mais d'aucuns pensent que des facteurs génétiques et environnementaux, ainsi que l'évolution rapide du mode de vie et du régime alimentaire sont en cause^{8,41}. Dans les territoires, le taux d'obésité était le même chez les Autochtones que chez les non-Autochtones (tableau 2), mais, dans les provinces, les Autochtones vivant hors réserve étaient plus susceptibles que leurs concitoyens non autochtones d'être obèses.

En 2000-2001, une proportion plus faible d'Autochtones vivant hors réserve que de

non-Autochtones ont déclaré consommer de l'alcool chaque semaine. Ce profil s'observe pour les trois régions géographiques étudiées, l'écart le plus important étant celui observé pour les territoires (tableau 2). En fait, les Autochtones vivant hors réserve dans le Nord étaient moins susceptibles de consommer de l'alcool chaque semaine que les Autochtones hors réserve établis dans les provinces. Cette différence pourrait tenir en partie aux restrictions concernant les boissons alcoolisées dans les territoires²⁷. S'ils étaient moins susceptibles que le reste de la population canadienne de consommer de l'alcool chaque semaine, les Autochtones vivant hors réserve étaient proportionnellement plus nombreux à déclarer une consommation abusive d'alcool (tableau 2). De façon comparable, une autre étude montre que les femmes autochtones du nord du Québec consomment de l'alcool moins fréquemment, mais en plus grande quantité³⁵. Parmi les Autochtones vivant hors réserve, le taux de consommation abusive d'alcool était comparable pour les trois régions géographiques. Dans le Nord, elle était la même pour les Autochtones que pour la population non autochtone.

Utilisation des services de santé

En plus de fournir des mesures de l'état de santé et des déterminants de la santé, les données de l'ESCC permettent d'analyser l'utilisation des services de santé. Selon des études antérieures, chez les Autochtones, l'utilisation des services offerts par les médecins dépend de l'emplacement géographique¹⁸. Dans les territoires, les Autochtones ont déclaré un nombre plus faible de contacts avec les omnipraticiens et les dentistes et un nombre plus élevé de contacts avec les infirmières que les autres résidents²⁷. D'après une étude plus récente, au Manitoba, la proportion des personnes ayant rendu visite à un médecin était la même pour les membres inscrits des Premières nations que pour les autres Manitobains (81,5 % comparativement à 83,0 %)².

En 2000-2001, 76,8 % d'Autochtones vivant hors réserve ont dit avoir consulté un omnipraticien au moins une fois au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête; cette proportion ne diffère pas significativement de celle observée chez les non-Autochtones. Toutefois, les Autochtones établis dans les territoires étaient nettement moins susceptibles que les autres résidents du Nord d'avoir consulté un omnipraticien (58,8 % comparativement à 75,9 %). Dans les provinces, la proportion de personnes ayant déclaré avoir un médecin régulier était un peu plus faible chez les Autochtones vivant hors réserve que chez les autres résidents.

Cependant, c'est dans les territoires que l'écart était le plus important, 31,1 % seulement d'Autochtones vivant hors réserve, comparativement à 67,0 % de personnes non autochtones ayant déclaré avoir un médecin régulier.

Les proportions de personnes ayant consulté un spécialiste de la vue et d'autres médecins étaient généralement les mêmes pour les Autochtones hors réserve et les non-Autochtones établis dans les provinces. Par contre, dans les territoires, une plus faible proportion d'Autochtones que de non-Autochtones avaient consulté d'autres médecins. En ce qui concerne la consultation des infirmières, la proportion était un peu plus forte pour les Autochtones que pour les non-Autochtones dans les provinces et nettement plus forte dans les territoires (tableau 4).

Les Autochtones vivant hors réserve étaient moins susceptibles d'avoir consulté un dentiste, dont les services ne sont pas subventionnés par l'État, et ce, quelle que soit la région géographique. Selon des études antérieures, les Autochtones vivant dans les réserves ont une mauvaise santé dentaire et ont besoin de services de soins dentaires⁴².

En 2000-2001, 19,6 % d'Autochtones vivant hors réserve ont signalé des besoins non satisfaits en matière de soins de santé; cette proportion est plus élevée que celle enregistrée au sein de la population non autochtone. Les études montrent que les personnes en mauvaise santé sont plus susceptibles

que les personnes en bonne santé de faire état de besoins non satisfaits à ce chapitre⁴³. Il se peut donc, à cet égard, que la proportion plus forte de besoins non satisfaits chez les Autochtones vivant hors réserve soit attribuable en partie aux différences entre l'état de santé des Autochtones et celui des personnes non autochtones. D'autres analyses qui tiennent compte des différences quant à l'état de santé autoévalué montrent que chez les Autochtones vivant hors réserve, la proportion de personnes faisant état de besoins non satisfaits en matière de soins de santé continue d'être plus forte qu'au sein de la population non autochtone (données non présentées).

Les genres de besoins non satisfaits dont il est fait mention le plus souvent chez les Autochtones vivant hors réserve sont liés aux questions d'« acceptabilité » (51,3 %) [c.-à-d. les questions ayant trait aux attitudes ou à des responsabilités concurrentes] et à la disponibilité (47,5 %) des services; ces proportions sont comparables à celles qu'on trouve au sein de la population non autochtone. Toutefois, les Autochtones vivant hors réserve étaient plus susceptibles que les non-Autochtones de soulever des points liés à l'accessibilité, tels les coûts et le transport (tableau 4). Dans un rapport antérieur, on constatait qu'une proportion plus forte d'Autochtones vivant hors réserve attribuaient les besoins non satisfaits à des problèmes d'« acceptabilité »; ce lien était d'ailleurs maintenu une fois pris en compte les effets du revenu du ménage et de l'état de santé⁴³.

Tableau 4
Utilisation des services de santé, population à domicile de 15 ans et plus, selon le statut d'Autochtone vivant hors réserve et la région géographique, Canada, 2000-2001

| | Canada | | Provinces | | | | Territoires (T) | | Comparaison régionale pour les Autochtones [†] |
|---|--------------|-----------------|----------------------|-----------------|---------------------|-----------------|-----------------|-------------------|---|
| | Autochtones | Non-Autochtones | Régions urbaines (U) | | Régions rurales (R) | | Autochtones | Non-Autochtones | |
| | | | Autochtones | Non-Autochtones | Autochtones | Non-Autochtones | | | |
| | % | % | % | % | % | % | % | | |
| Consultation de professionnels de la santé au cours des 12 derniers mois | | | | | | | | | |
| Omnipraticien | 76,8 | 78,7 | 79,4 | 79,3 | 76,4 | 76,5 | 58,8* | 75,9 | U,R>T |
| Spécialiste de la vue | 37,9 | 38,0 | 37,1 | 38,3 | 40,0 | 36,9 | 35,3 | 39,1 | |
| Autre médecin | 24,7* | 28,9 | 26,3 | 29,9 | 23,6 | 25,4 | 15,1* | 24,1 | U,R>T |
| Infirmière | 16,8* | 9,8 | 12,6* | 9,5 | 16,3* | 10,9 | 49,0* | 22,0 | U,R<T |
| Dentiste | 45,2* | 59,4 | 46,6* | 61,5 | 41,6* | 50,9 | 45,0* | 53,5 | |
| A un médecin régulier | 76,4* | 83,9 | 81,5 | 84,0 | 79,0* | 83,6 | 31,1* | 67,0 | U,R>T |
| Besoins non satisfaits de soins de santé | | | | | | | | | |
| Acceptabilité [‡] | 51,3 | 46,3 | 56,0 | 46,7 | 43,0 | 44,9 | 37,2 | 36,9 | |
| Disponibilité [‡] | 47,5 | 50,9 | 42,8 | 50,1 | 51,4 | 53,6 | 59,1 | 62,2 | |
| Accessibilité [‡] | 16,9* | 11,9 | 18,9 | 12,4 | 16,1 | 10,0 | 8,8 | 7,6 ^{E2} | |

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

Nota : Les pourcentages ont été normalisés selon l'âge en prenant pour référence l'ensemble de la population canadienne.

† Seules les différences significatives entre régions géographiques sont présentées pour les Autochtones.

‡ Les réponses multiples étaient permises.

* Valeur significativement différente de celle obtenue pour les non-Autochtones.

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

Peu importe la région géographique, les Autochtones vivant hors réserve étaient plus susceptibles que les personnes non Autochtones de faire état d'un besoin non satisfait en matière de soins de santé. Le genre de besoins dont il était question semblait varier selon qu'il s'agissait d'Autochtones ou de non-Autochtones établis en milieu urbain, mais cette fluctuation n'atteignait pas un niveau significatif (tableau 4).

Conclusion

Si l'on s'en tient aux données de l'ESCC, la population d'Autochtones vivant hors réserve, dans son ensemble, se considérait en moins bonne santé que la population de non-Autochtones. Cette différence s'observe aussi pour les Autochtones vivant dans les provinces et pour ceux appartenant aux catégories de revenu faible ou moyen. Par contre, il n'en était pas nécessairement de même pour ceux vivant dans les territoires ou appartenant à la catégorie de revenu élevé puisque, pour ces groupes, seul l'état de santé autoévalué (l'une des quatre mesures de l'état de santé analysées ici) était significativement moins bon pour les Autochtones que pour leurs concitoyens non autochtones.

Les Autochtones hors réserve appartenant à un ménage à revenu élevé étaient en meilleure santé que ceux vivant dans un ménage à revenu faible ou moyen. En outre, la proportion d'Autochtones vivant hors réserve souffrant de problèmes de santé chroniques était plus faible dans les territoires que dans le sud du pays.

En général, les déterminants ayant un effet indésirable sur la santé, comme le faible statut socioéconomique, l'usage du tabac et l'obésité, étaient plus fréquents chez les Autochtones vivant hors réserve que chez les non-Autochtones.

Selon l'analyse multivariée (voir *Effet des comportements influant sur la santé et des caractéristiques sociodémographiques sur l'état de santé des Autochtones vivant hors réserve*), qui tient compte de l'effet des variables socioéconomiques et des variables de comportements influant sur la santé, la cote exprimant la probabilité de juger sa santé passable ou mauvaise, de souffrir d'un ou de plusieurs problèmes de santé chroniques, de présenter une limitation prolongée des activités et d'avoir vécu un épisode dépressif majeur l'année qui a précédé l'enquête était plus élevée pour les Autochtones vivant hors réserve que pour les non-Autochtones. Sauf pour ce qui est de la limitation prolongée des activités, les rapports de cotes sont significatifs. Bon nombre d'inégalités en matière d'état de santé entre les

Autochtones et les non-Autochtones sont attribuables à des différences de statut socioéconomique et de comportements ayant un effet sur la santé.

Le taux de consultation de prestataires de soins subventionnés par l'État est généralement le même pour les Autochtones hors réserve et pour les non-Autochtones établis dans les provinces. Dans les territoires, les Autochtones vivant hors réserve sont nettement moins susceptibles que les non-Autochtones de consulter un omnipraticien ou un autre médecin, et nettement moins susceptibles d'avoir un médecin régulier. Le taux de visites chez le dentiste (dont les services ne sont pas subventionnés par l'État) est nettement plus faible chez les Autochtones vivant hors réserve que chez les non-Autochtones, quel que soit l'endroit où ils vivent. Dans l'ensemble, les Autochtones canadiens vivant hors réserve sont proportionnellement plus nombreux que les non-Autochtones à déclarer des besoins non satisfaits en matière de soins de santé.

Le présent article représente un premier effort en vue de comparer l'état de santé, les comportements influant sur la santé et l'utilisation des services de santé chez les Autochtones vivant hors réserve et chez les non-Autochtones, en tenant compte de l'effet de l'âge, du revenu et de la région géographique. Il serait utile de poursuivre l'analyse en vue d'étudier plus en détail les différences observées quant à l'état de santé et de surveiller la santé de la population autochtone au cours du temps.

Références

1. H.L. MacMillan, A.B. MacMillan, D.R. Offord, et al., « Aboriginal Health », *Canadian Medical Association Journal*, 155(11), 1996, p. 1569 à 1578.
2. P. Martens, R. Bond, L. Jebamani, et al., *The Health and Health Care Use of Registered First Nations People Living in Manitoba: A Population-Based Study*, Winnipeg, Manitoba, Manitoba Centre for Health Policy, University of Manitoba, mars 2002. Disponible à : <http://www.umanitoba.ca/centres/mchp/report.htm>, site consulté le 10 juillet, 2002.
3. British Columbia Vital Statistics Agency, *Regional Analysis of Health Statistics for Status Indians in British Columbia 1991–1999. Birth Related and Mortality Summaries for British Columbia and 20 Health Regions*, Victoria, British Columbia, Government of British Columbia, juillet 2001. Disponible à : <http://www.vs.gov.bc.ca/stats/indian/hrindian/mort.html>, site consulté le 10 juillet, 2002.
4. Department of Indian Affairs and Northern Development, *Basic Departmental Data* (N° R12-7/2001E au catalogue), Ottawa, Ontario, Ministry Indian Affairs and Northern Development Canada, mars 2002.
5. T.K. Young, J. Reading, B. Elias, et al., « Type 2 diabetes mellitus in Canada's First Nations: status of an epidemic in progress », *Canadian Medical Association Journal*, 163(5), 2000, p. 561 à 566.

6. A.M. Kriska, A.J. Hanley, S.B. Harris, et al., « Physical activity, physical fitness, and insulin and glucose concentrations in an isolated Native Canadian population experiencing rapid lifestyle change », *Diabetes Care*, 24(10), 2001, p. 1787 à 1792.
7. S.S. Anand, S. Yusuf, R. Jacobs, et al., « Risk factors, atherosclerosis, and cardiovascular disease among Autochtones people in Canada: the Study of Health Assessment and Risk Evaluation in Autochtones Peoples (SHARE-AP) », *Lancet*, 358 (9288), 2001, p. 1147 à 1153.
8. S.J. Whiting et M.L. Mackenzie, « Assessing the changing diet of indigenous peoples », *Nutrition Reviews*, 56(8), 1998, p. 248 à 250.
9. Statistique Canada, « Introduction dans: Santé et l'enjeu des sexes—l'écart homme-femme », *Rapports sur la santé* (Statistique Canada, N° 82-003 au catalogue), 12(3), 2001, p. 9 à 10.
10. Indian and Northern Affairs Canada, *Comparison of Social Conditions, 1991 and 1996. Registered Indians, Registered Indians Living On Reserve and the Total Population of Canada* (N° R32-163/2000 au catalogue), Ottawa, Ontario, Indian Affairs and Northern Development Canada, 2000.
11. R.B. Warnecke, T.P. Johnson, N. Chávez, et al., « Improving question wording in surveys of culturally diverse populations », *Annals of Epidemiology*, 7(5), 1997, p. 334 à 342.
12. S.A. Reijneveld, « The cross-cultural validity of self-reported use of health care: a comparison of survey and registration data », *Journal of Clinical Epidemiology*, 53(3), 2000, p. 267 à 272.
13. R.J. Pasick, S.L. Stewart, J.A. Bird, et al., « Quality of data in multiethnic health surveys », *Public Health Reports*, 116, supplément n° 1, 2001, p. 223 à 243.
14. K. Peng, R.E. Nisbett et N.Y.C. Wong, « Validity problems comparing values across cultures and possible solutions », *Psychological Methods*, 2(4), 1997, p. 329 à 344.
15. S. Noh, M. Speechley, V. Kaspar, et al., « Depression in Korean immigrants in Canada: I. Method of the study and prevalence of depression », *Journal of Nervous and Mental Disease*, 180(9), 1992, p. 573 à 377.
16. N.R. McKenney et C.E. Bennett, « Issues regarding data on race and ethnicity: the Census Bureau experience », *Public Health Reports*, 109(1), 1994, p. 16 à 25.
17. K.A. Svenson et C. Lafontaine, « Chapter 6. The search for wellness », *First Nations and Inuit Regional Health Survey*, Ottawa, Ontario, First Nations and Inuit Regional Health Survey National Steering Committee, 1999
18. K.B. Newbold, « Problems in search of solutions: health and Canadian Aboriginals », *Journal of Community Health*, 23(1), 1998, p. 59 à 73.
19. Statistique Canada, *Le Quotidien* (N° 11-001E au catalogue), 13 janvier, 1998, p. 2 à 7.
20. M. Shields et S. Shooshtari, « Déterminants de l'autoévaluation de la santé », *Rapports sur la santé* (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue), 13(1), 2001, p. 39 à 63.
21. 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 à 37.
22. J. Jacono, B. Jacono, P. Cano, et al., « An epidemiological study of rheumatoid arthritis in a northern Ontario clinical practice: the role of ethnicity », *Journal of Advanced Nursing*, 24(1), 1996, p. 31 à 35.
23. T.K. Young, J. O'Neil, B. Elias, et al., « Chapter 3. Chronic diseases », *First Nations and Inuit Regional Health Survey*, Ottawa, Ontario, First Nations and Inuit Regional Health Survey National Steering Committee, 1999.
24. Statistique Canada, *1996 Census Dictionary* (N° 92-351 au catalogue), Ottawa, Ontario, Statistique Canada, 1996.
25. R.C. Kessler, K.A. McGonagle, S. Zhao, et al., « Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States. Results from the National Comorbidity Survey », *Archives of General Psychiatry*, 51(1), 1994, p. 8 à 19.
26. American Psychiatric Association, *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*, 3^e édition révisée, Washington, DC, American Psychiatric Association, 1987.
27. B. Diverty et C. Pérez, « La santé des résidents du nord », *Rapports sur la santé* (Statistique Canada, N° 82-003 au catalogue), 9(4), 1998, p. 51 à 61.
28. T.K. Young, E.J. Szathmary, S. Evers, et al., « Geographical distribution of diabetes among the native population of Canada: a national survey », *Social Science and Medicine*, 31(2), 1990, p. 129 à 139.
29. M.P. Piro, R.F. Dyck et D.C. Gillis, « Diabetes prevalence rates among First Nations adults on Saskatchewan reserves in 1990: comparison by tribal grouping, geography and with non-First Nations people », *Canadian Journal of Public Health*, 87(5), 1996, p. 325 à 328.
30. E. Ng, « L'incapacité chez les Autochtones du Canada en 1991 », *Rapports sur la santé* (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue), 8(1), 1996, p. 25 à 33.
31. L.J. Kirmayer, G.M. Brass et C.L. Tait, « The mental health of Aboriginal peoples: transformations of identity and community », *Canadian Journal of Psychiatry*, 45(7), 2000, p. 607 à 616.
32. S. Isaacs, S. Keogh, C. Menard, et al., « Suicide in the Northwest Territories: a descriptive review », *Chronic Diseases in Canada*, 19(4), 1998, p. 152 à 156.
33. A.J. Dalrymple, J.J. O'Doherty et K.M. Nietschei, « Comparative analysis of native admissions and registrations to Northwestern Ontario treatment facilities: hospital and community sectors », *Canadian Journal of Psychiatry*, 40(8), 1995, p. 467 à 473.
34. E.M. Makomaski Illing et M.J. Kaiserman, « Mortality attributable to tobacco use in Canada and its regions, 1994 and 1996 », *Chronic Diseases in Canada*, 20(3), 1999, p. 111 à 117.
35. C. Lavalée et C. Bourgault, « The health of Cree, Inuit and southern Quebec women: similarities and differences », *Canadian Journal of Public Health*, 91(3), 2000, p. 212 à 216.
36. W.J. Millar, « Lieu de naissance et appartenance ethnique : facteurs associés à l'usage du tabac chez les Canadiens », *Rapports sur la santé* (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue), 4(1), 1992, p. 7 à 24.
37. J. Reading, « Chapter 4. The tobacco report », *First Nations and Inuit Regional Health Survey*, Ottawa, Ontario, First Nations and Inuit Regional Health Survey National Steering Committee, 1999
38. J. Chen et W.J. Millar, « Les conséquences de l'activité physique sur la santé », *Rapports sur la santé* (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue), 11(1), 1999, p. 21 à 31.
39. J. Gilmore, « L'indice de masse corporelle et la santé », *Rapports sur la santé* (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue), 11(1), 1999, p. 33 à 47.
40. J. Gittelsohn, T.M. Wolever, S.B. Harris, et al., « Specific patterns of food consumption and preparation are associated with diabetes and obesity in a Native Canadian community », *Journal of Nutrition*, 128(3), 1998, p. 541 à 547.
41. A.J. Hanley, S.B. Harris, J. Gittelsohn, et al., « Overweight among children and adolescents in a Native Canadian community: prevalence and associated factors », *American Journal of Clinical Nutrition*, 71(3), 2000, p. 693 à 700.
42. F. Wien et L. McIntyre, « Chapter 7. Health and dental services for Autochtones people », *First Nations and Inuit Regional Health Survey*, Ottawa, Ontario, First Nations and Inuit Regional Health Survey National Steering Committee, 1999.
43. J. Chen et F. Hou, « Soins de santé : besoins non satisfaits », *Rapports sur la santé* (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue), 13(2), 2002, p. 27 à 40.

Annexe

Tableau A

Taille de l'échantillon et population estimative (non corrigée) pour les indicateurs de la santé, population autochtone hors réserve de 15 ans et plus, à domicile, selon la région géographique, Canada, 2000-2001

| | Canada | | | Provinces | | | | | | Territoires | | |
|---|-------------------------|------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------|-------------------------|-----------------|-----------------------|
| | Taille de l'échantillon | | Population estimative | Régions urbaines | | | Régions rurales | | | Taille de l'échantillon | | Population estimative |
| | | '000 | % | Taille de l'échantillon | Population estimative | % | Taille de l'échantillon | Population estimative | % | Taille de l'échantillon | '000 | % |
| Total | 3 555 | 337 | 100,0 | 1 369 | 218 | 100,0 | 1 164 | 89 | 100,0 | 1 022 | 30 | 100 |
| Sexe | | | | | | | | | | | | |
| Hommes | 1 567 | 158 | 47,0 | 555 | 101 | 46,3 | 499 | 43 | 47,7 | 513 | 15 | 50,2 |
| Femmes | 1 988 | 179 | 53,0 | 814 | 117 | 53,7 | 665 | 47 | 52,3 | 509 | 15 | 49,8 |
| Groupe d'âge | | | | | | | | | | | | |
| 15 à 24 ans | 869 | 82 | 24,4 | 328 | 53 | 24,1 | 261 | 21 | 23,9 | 280 | 8 | 28,4 |
| 25 à 34 ans | 908 | 83 | 24,5 | 356 | 54 | 24,8 | 283 | 21 | 23,2 | 269 | 8 | 25,7 |
| 35 à 44 ans | 766 | 81 | 24,0 | 311 | 53 | 24,2 | 232 | 22 | 24,4 | 223 | 6 | 21,5 |
| 45 à 54 ans | 507 | 53 | 15,8 | 206 | 35 | 16,2 | 185 | 14 | 16,2 | 116 | 3 | 11,5 |
| 55 à 64 ans | 265 | 20 | 6,0 | 83 | 12 ^{E1} | 5,5 ^{E1} | 114 | 6 | 7,1 | 68 | 2 | 6,5 |
| 65ans et plus | 240 | 18 | 5,3 | 85 | 11 | 5,2 | 89 | 5 | 5,1 | 66 | 2 | 6,5 |
| Marital status | | | | | | | | | | | | |
| Marié(e) ou vit en union libre | 1 551 | 161 | 47,9 | 526 | 97 | 44,7 | 539 | 49 | 54,6 | 486 | 15 | 51,4 |
| Séparé(e), divorcé(e), veuf(ve) | 580 | 46 | 13,7 | 262 | 33 | 15,2 | 200 | 10 | 11,6 | 118 | 3 | 9,0 |
| Célibataire (jamais marié(e)) | 1 420 | 129 | 38,4 | 578 | 87 | 40,1 | 425 | 30 | 33,8 | 417 | 12 | 39,6 |
| Niveau de scolarité (25 ans et plus) | | | | | | | | | | | | |
| Pas de diplôme d'études secondaires | 1 216 | 95 | 38,0 | 383 | 56 | 34,3 | 401 | 27 | 40,9 | 432 | 12 | 57,8 |
| Diplôme d'études secondaires | 296 | 35 | 14,2 | 136 | 23 | 14,2 | 112 | 11 | 16,3 | 48 | 2 | 7,3 |
| Certaines études postsecondaires | 246 | 30 | 12,1 | 130 | 22 | 13,7 | 79 | 7 | 10,4 | 37 | 1 | 4,4 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 872 | 89 | 35,7 | 375 | 61 | 37,8 | 284 | 21 | 32,4 | 213 | 6 | 30,4 |
| Revenu du ménage | | | | | | | | | | | | |
| Faible | 1 130 | 91 | 27,1 | 482 | 63 | 28,7 | 304 | 19 | 21,6 | 344 | 9 | 31,6 |
| Moyen | 880 | 82 | 24,3 | 323 | 51 | 23,3 | 282 | 23 | 25,2 | 275 | 9 | 28,7 |
| Élevé | 1153 | 127 | 37,8 | 428 | 83 | 38,1 | 398 | 35 | 38,8 | 327 | 10 | 32,5 |
| Données manquantes | 392 | 36 | 10,8 | 136 | 21 | 9,8 | 180 | 13 | 14,4 | 76 | 2 | 7,2 |
| Situation d'emploi l'année précédente (15 à 75 ans) | | | | | | | | | | | | |
| A travaillé toute l'année | 1 244 | 128 | 39,2 | 486 | 85 | 40,6 | 425 | 32 | 37,7 | 333 | 10 | 33,4 |
| A travaillé une partie de l'année et a cherché du travail | 541 | 50 | 15,5 | 168 | 29 | 13,8 | 176 | 16 | 18,4 | 197 | 6 | 19,2 |
| A travaillé une partie de l'année et n'a pas cherché de travail | 551 | 49 | 15,0 | 201 | 28 | 13,5 | 170 | 15 | 17,1 | 180 | 6 | 20,2 |
| N'a pas travaillé et a cherché du travail | 169 | 19 | 5,7 | 82 | 15 | 7,3 | 32 | 2 ^{E2} | 2,3 ^{E2} | 55 | 1 | 4,8 |
| N'a pas travaillé et n'a pas cherché de travail | 894 | 80 | 24,5 | 376 | 52 | 24,9 | 298 | 21 | 24,5 | 220 | 6 | 22,3 |
| État de santé autoévalué | | | | | | | | | | | | |
| Très bon ou excellent | 1 549 | 157 | 46,6 | 612 | 103 | 47,2 | 492 | 41 | 46,1 | 445 | 13 | 43,6 |
| Bon | 1 293 | 120 | 35,5 | 474 | 77 | 35,1 | 398 | 31 | 34,9 | 421 | 12 | 40,5 |
| Passable ou mauvais | 712 | 60 | 17,9 | 283 | 39 | 17,7 | 273 | 17 | 19,0 | 156 | 5 | 15,9 |
| Un problème de santé chronique ou plusieurs | 1 727 | 180 | 53,8 | 752 | 122 | 56,3 | 616 | 47 | 53,6 | 359 | 10 | 35,4 |
| Type de problème de santé chronique | | | | | | | | | | | | |
| Hypertension | 392 | 36 | 10,6 | 147 | 24 | 10,8 | 163 | 10 | 10,9 | 82 | 2 | 8,2 |
| Diabètes | 210 | 19 | 5,6 | 96 | 12 | 5,6 | 86 | 6 | 6,6 | 28 | 1 ^{E1} | 2,8 ^{E1} |
| Arthrite | 618 | 64 | 19,0 | 278 | 44 | 20,4 | 236 | 17 | 18,6 | 104 | 3 | 10,1 |
| Limitation prolongée des activités | 459 | 45 | 13,4 | 198 | 29 | 13,4 | 176 | 13 | 15,0 | 85 | 2 | 8,4 |
| Épisode dépressif majeur au cours des 12 derniers mois[†] | 413 | 46 | 14,3 | 195 | 32 | 15,1 | 129 | 11 | 13,9 | 89 | 3 | 9,1 |

| | Canada | | | Provinces | | | | | | Territoires | | |
|---|-------------------------|-----|---------------------------------|-------------------------|---------------------------------|-------------------------|---------------------------------|-------------------------|--------------------|---------------------------------|----|------|
| | Taille de l'échantillon | | Population estimative '000 % | Régions urbaines | | Régions rurales | | Taille de l'échantillon | | Population estimative '000 % | | |
| | | | | Taille de l'échantillon | Population estimative '000 % | Taille de l'échantillon | Population estimative '000 % | | | | | |
| Usage du tabac | | | | | | | | | | | | |
| Petit fumeur quotidien | 1 220 | 106 | 31,5 | 429 | 68 | 31,4 | 336 | 25 | 28,1 | 455 | 13 | 42,4 |
| Gros fumeur quotidien | 459 | 46 | 13,7 | 177 | 28 | 13,1 | 177 | 15 | 16,3 | 105 | 3 | 9,8 |
| Fumeur occasionnel | 393 | 36 | 10,8 | 162 | 24 | 11,0 | 118 | 9 | 10,0 | 113 | 4 | 12,2 |
| Ancien fumeur quotidien | 658 | 63 | 18,8 | 257 | 39 | 18,0 | 242 | 19 | 21,7 | 159 | 5 | 15,9 |
| N'a jamais fumé quotidiennement | 810 | 85 | 25,2 | 338 | 57 | 26,5 | 289 | 21 | 24,0 | 183 | 6 | 19,7 |
| Activité physique | | | | | | | | | | | | |
| Actif(ve) | 842 | 80 | 26,0 | 336 | 51 | 25,9 | 282 | 22 | 26,8 | 224 | 6 | 24,0 |
| Modérément actif(ve) | 738 | 72 | 23,3 | 294 | 46 | 23,4 | 268 | 20 | 24,1 | 176 | 5 | 20,5 |
| Inactif(ve) | 1 723 | 156 | 50,7 | 644 | 100 | 50,7 | 552 | 40 | 49,1 | 527 | 15 | 55,4 |
| Indice de masse corporelle | | | | | | | | | | | | |
| Poids sain ou insuffisance pondérale | 1 473 | 146 | 45,2 | 575 | 96 | 45,5 | 455 | 37 | 43,7 | 443 | 13 | 48,1 |
| Surpoids/embonpoint | 1 087 | 103 | 32,0 | 419 | 66 | 31,6 | 377 | 28 | 33,2 | 291 | 9 | 31,0 |
| Obèse | 787 | 74 | 22,8 | 309 | 48 | 22,9 | 272 | 20 | 23,1 | 206 | 6 | 21,0 |
| Consommation d'alcool | | | | | | | | | | | | |
| Hebdomadaire | 766 | 92 | 27,5 | 344 | 64 | 29,6 | 266 | 23 | 26,3 | 156 | 5 | 15,6 |
| Former drinker | 799 | 62 | 18,5 | 274 | 38 | 17,6 | 259 | 16 | 18,1 | 266 | 8 | 25,8 |
| Moins qu'hebdomadaire ou abstinence | 1 962 | 181 | 54,1 | 738 | 114 | 52,8 | 636 | 50 | 55,6 | 588 | 17 | 58,6 |
| Consommation abusive d'alcool | 941 | 87 | 26,1 | 375 | 56 | 26,0 | 297 | 23 | 25,9 | 269 | 8 | 27,5 |
| Consultation de professionnels de la santé au cours des 12 derniers mois | | | | | | | | | | | | |
| Omnipraticien | 2 491 | 249 | 74,4 | 1 086 | 167 | 77,1 | 858 | 66 | 74,4 | 547 | 16 | 54,1 |
| Spécialiste de la vue | 1 280 | 118 | 35,1 | 510 | 75 | 34,4 | 451 | 34 | 38,4 | 319 | 9 | 30,4 |
| Autre médecin | 776 | 84 | 25,0 | 371 | 60 | 27,5 | 256 | 20 | 22,5 | 149 | 4 | 14,8 |
| Infirmière | 877 | 56 | 16,5 | 184 | 26 | 12,1 | 209 | 15 | 16,8 | 484 | 14 | 47,7 |
| Dentiste | 1 663 | 164 | 48,9 | 685 | 109 | 50,0 | 507 | 41 | 46,3 | 471 | 14 | 48,2 |
| A un médecin régulier | 2 216 | 247 | 73,2 | 1 073 | 170 | 77,9 | 865 | 68 | 76,4 | 278 | 9 | 29,4 |
| Besoins non satisfaits de soins de santé | | | | | | | | | | | | |
| Acceptabilité [†] | 697 | 69 | 20,4 | 287 | 44 | 19,9 | 234 | 20 | 22,3 | 176 | 5 | 18,4 |
| Disponibilité [†] | 331 | 36 | 52,4 | 158 | 26 | 58,8 | 104 | 9 | 42,2 | 69 | 2 | 39,3 |
| Accessibilité [†] | 354 | 31 | 44,4 | 131 | 18 | 40,6 | 115 | 10 | 48,0 | 108 | 3 | 61,0 |
| | 108 | 11 | 15,4 | 49 | 7 ^{E1} | 15,6 ^{E1} | 46 | 4 ^{E2} | 17,6 ^{E1} | 13 | 0 | 6,0 |

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

Nota : La somme des valeurs présentées pour chaque catégorie pourrait ne pas être égale au total, parce que les chiffres pour les données manquantes (non-réponse) ne sont pas présentés pour la plupart des variables.

† Sont exclues deux régions sociosanitaires, à savoir la Brant Public Health Unit, en Ontario et la Northern Health Services Branch, en Saskatchewan.

‡ Les réponses multiples étaient permises.

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

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

Tableau B

Taille de l'échantillon et population estimative (non corrigée) pour les indicateurs de la santé, population non autochtone de 15 ans et plus, à domicile, selon la région géographique, Canada, 2000-2001

| | Canada | | | Provinces | | | | | | Territoires | | |
|---|-------------------------|-----------------------|-------|------------------|--------|-----------------|--------|-------------------------|-----------------------|-------------|-----------------|-------------------|
| | Taille de l'échantillon | Population estimative | | Régions urbaines | | Régions rurales | | Taille de l'échantillon | Population estimative | | | |
| | | '000 | % | '000 | % | '000 | % | | '000 | % | | |
| Total | 120 439 | 24 114 | 100,0 | 76 638 | 19 259 | 100,0 | 42 546 | 4 815 | 100,0 | 1255 | 39 | 100,0 |
| Sexe | | | | | | | | | | | | |
| Hommes | 55 463 | 11 845 | 49,1 | 34 716 | 9 396 | 48,8 | 20 119 | 2 428 | 50,4 | 628 | 21 | 53,3 |
| Femmes | 64 976 | 12 268 | 50,9 | 41 922 | 9 862 | 51,2 | 22 427 | 2 387 | 49,6 | 627 | 18 | 46,7 |
| Groupe d'âge | | | | | | | | | | | | |
| 15 à 24 ans | 17 763 | 4 106 | 17,0 | 11 813 | 3 296 | 17,1 | 5 786 | 804 | 16,7 | 164 | 6 | 14,1 |
| 25 à 34 ans | 18 089 | 4 045 | 16,8 | 12 000 | 3 323 | 17,3 | 5 808 | 714 | 14,8 | 281 | 9 | 22,0 |
| 35 à 44 ans | 24 537 | 5 206 | 21,6 | 15 900 | 4 204 | 21,8 | 8 301 | 991 | 20,6 | 336 | 11 | 26,9 |
| 45 à 54 ans | 21 073 | 4 361 | 18,1 | 13 347 | 3 485 | 18,1 | 7 450 | 867 | 18,0 | 276 | 9 | 22,1 |
| 55 à 64 ans | 15 181 | 2 799 | 11,6 | 9 214 | 2 172 | 11,3 | 5 848 | 623 | 13,0 | 119 | 4 | 9,8 |
| 65 ans et plus | 23 796 | 3 598 | 14,9 | 14 364 | 2 779 | 14,4 | 9 353 | 817 | 17,0 | 79 | 2 | 5,0 |
| État matrimonial | | | | | | | | | | | | |
| Marié(e) ou vit en union libre | 66 427 | 14 680 | 60,9 | 40 595 | 11 512 | 59,8 | 25 161 | 3 143 | 65,3 | 671 | 25 | 62,2 |
| Séparé(e), divorcé(e), veuf(ve) | 23 666 | 3 050 | 12,7 | 15 399 | 2 480 | 12,9 | 8 076 | 565 | 11,8 | 191 | 4 | 10,6 |
| Célibataire (jamais marié(e)) | 30 201 | 6 362 | 26,4 | 20 552 | 5 249 | 27,3 | 9 258 | 1 103 | 22,9 | 391 | 11 | 27,2 |
| Niveau de scolarité (25 ans et plus) | | | | | | | | | | | | |
| Pas de diplôme d'études secondaires | 27 884 | 4 599 | 23,2 | 14 989 | 3 264 | 20,6 | 12 736 | 1 330 | 33,6 | 159 | 5 | 14,6 |
| Diplôme d'études secondaires | 18 695 | 3 840 | 19,4 | 12 058 | 3 090 | 19,5 | 6 495 | 745 | 18,8 | 142 | 5 | 13,8 |
| Certaines études postsecondaires | 6 666 | 1 318 | 6,6 | 4 551 | 1 082 | 6,8 | 2 057 | 234 | 5,9 | 58 | 2 | 4,8 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 48 349 | 10 067 | 50,8 | 32 643 | 8 393 | 53,0 | 14 986 | 1 652 | 41,7 | 720 | 22 | 66,8 |
| Revenu du ménage | | | | | | | | | | | | |
| Faible | 15 882 | 2 432 | 10,1 | 9 598 | 1 866 | 9,7 | 6 175 | 563 | 11,7 | 109 | 3 | 7,6 |
| Moyen | 26 468 | 4 802 | 19,9 | 15 389 | 3 578 | 18,6 | 10 905 | 1 219 | 25,3 | 174 | 5 | 12,6 |
| Élevé | 65 758 | 14 488 | 60,1 | 44 046 | 11 935 | 62,0 | 20 830 | 2 524 | 52,4 | 882 | 28 | 71,9 |
| Données manquantes | 12 331 | 2 392 | 9,9 | 7 605 | 1 879 | 9,8 | 4 636 | 509 | 10,6 | 90 | 3 | 7,9 |
| Situation d'emploi l'année précédente (15 à 75 ans) | | | | | | | | | | | | |
| A travaillé toute l'année | 55 055 | 12 042 | 53,1 | 36 189 | 9 817 | 54,1 | 18 144 | 2 202 | 49,1 | 722 | 23 | 59,0 |
| A travaillé une partie de l'année et a cherché du travail | 9 024 | 1 867 | 8,2 | 5 557 | 1 456 | 8,0 | 3 336 | 407 | 9,1 | 131 | 4 | 11,4 |
| A travaillé une partie de l'année et n'a pas cherché de travail | 15 925 | 3 293 | 14,5 | 9 788 | 2 585 | 14,3 | 5 909 | 701 | 15,6 | 228 | 7 | 18,3 |
| N'a pas travaillé et a cherché du travail | 1 822 | 383 | 1,7 | 1 240 | 314 | 1,7 | 560 | 68 | 1,5 | 22 | 1 ^{E2} | 1,9 ^{E2} |
| N'a pas travaillé et n'a pas cherché de travail | 28 158 | 5 077 | 22,4 | 17 558 | 3 962 | 21,8 | 10 484 | 1 111 | 24,8 | 116 | 4 | 9,4 |
| État de santé autoévalué | | | | | | | | | | | | |
| Très bon ou excellent | 70 072 | 14 739 | 61,1 | 45 221 | 11 869 | 61,6 | 24 039 | 2 844 | 59,1 | 812 | 25 | 64,5 |
| Bon | 33 091 | 6 419 | 26,6 | 20 780 | 5 086 | 26,4 | 11 993 | 1 323 | 27,5 | 318 | 11 | 26,6 |
| Passable ou mauvais | 17 235 | 2 950 | 12,2 | 10 613 | 2 300 | 11,9 | 6 497 | 647 | 13,4 | 125 | 4 | 8,9 |
| Un problème de santé chronique ou plusieurs | 64 681 | 11 901 | 49,6 | 40 577 | 9 412 | 49,1 | 23 541 | 2 471 | 51,7 | 563 | 17 | 43,2 |
| Type de problème de santé chronique | | | | | | | | | | | | |
| Hypertension | 18 822 | 3 196 | 13,3 | 11 399 | 2 493 | 13,0 | 7 306 | 699 | 14,5 | 117 | 4 | 8,9 |
| Diabètes | 6 069 | 1 033 | 4,3 | 3 651 | 793 | 4,1 | 2 376 | 239 | 5,0 | 42 | 1 | 2,9 |
| Arthrite | 23 744 | 3 831 | 15,9 | 14 421 | 2 960 | 15,4 | 9 161 | 867 | 18,0 | 162 | 5 | 12,9 |
| Limitation prolongée des activités | 14 441 | 2 477 | 10,3 | 9 174 | 1 948 | 10,1 | 5 152 | 526 | 10,9 | 115 | 4 | 9,2 |
| Épisode dépressif majeur au cours des 12 derniers mois¹ | 9 137 | 1 735 | 7,3 | 6 215 | 1 417 | 7,5 | 2 821 | 315 | 6,6 | 101 | 3 | 8,1 |

| | Canada | | | Provinces | | | | | | Territoires | | | |
|---|-------------------------|-----------------------|------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------|-------------------------|-----------------------|---|
| | Taille de l'échantillon | Population estimative | | Régions urbaines | | Régions rurales | | Taille de l'échantillon | Population estimative | | Taille de l'échantillon | Population estimative | |
| | | '000 | % | Taille de l'échantillon | Population estimative | Taille de l'échantillon | Population estimative | | '000 | % | | '000 | % |
| Usage du tabac | | | | | | | | | | | | | |
| Petit fumeur quotidien | 15 493 | 3 027 | 12,6 | 9 949 | 2 402 | 12,5 | 5 327 | 619 | 12,9 | 217 | 6 | 16,0 | |
| Gros fumeur quotidien | 12 684 | 2 282 | 9,5 | 7 544 | 1 692 | 8,8 | 4 978 | 585 | 12,2 | 162 | 5 | 13,1 | |
| Fumeur occasionnel | 4 951 | 1 062 | 4,4 | 3 228 | 868 | 4,5 | 1 662 | 192 | 4,0 | 61 | 2 | 5,3 | |
| Ancien fumeur quotidien | 30 579 | 5 609 | 23,3 | 19 052 | 4 366 | 22,7 | 11 248 | 1 235 | 25,7 | 279 | 9 | 21,8 | |
| N'a jamais fumé quotidiennement | 56 510 | 12 081 | 50,2 | 36 724 | 9 890 | 51,5 | 19 255 | 2 173 | 45,2 | 531 | 17 | 43,8 | |
| Activité physique | | | | | | | | | | | | | |
| Actif(ve) | 25 436 | 4 832 | 21,8 | 16 386 | 3 861 | 21,8 | 8 738 | 961 | 21,4 | 312 | 10 | 28,3 | |
| Modérément actif(ve) | 27 073 | 5 214 | 23,5 | 17 473 | 4 188 | 23,7 | 9 287 | 1 017 | 22,7 | 313 | 9 | 25,9 | |
| Inactif(ve) | 60 781 | 12 163 | 54,8 | 38 014 | 9 642 | 54,5 | 22 235 | 2 504 | 55,9 | 532 | 16 | 45,8 | |
| Indice de masse corporelle | | | | | | | | | | | | | |
| Poids sain ou insuffisance pondérale | 60 105 | 12 727 | 54,2 | 40 017 | 10 439 | 56,6 | 19 494 | 2 269 | 48,4 | 594 | 19 | 49,2 | |
| Surpoids/embonpoint | 38 478 | 7 463 | 31,8 | 23 749 | 5 848 | 31,2 | 14 354 | 1 603 | 34,2 | 375 | 12 | 31,1 | |
| Obèse | 18 310 | 3 308 | 14,1 | 10 647 | 2 487 | 13,2 | 7 420 | 813 | 17,4 | 243 | 8 | 19,8 | |
| Consommation d'alcool | | | | | | | | | | | | | |
| Hebdomadaire | 43 359 | 9 231 | 38,4 | 28 815 | 7 503 | 39,1 | 14 027 | 1 711 | 35,6 | 517 | 17 | 43,1 | |
| Ancien buveur | 16 814 | 2 864 | 11,9 | 9 954 | 2 192 | 11,4 | 6 705 | 668 | 13,9 | 155 | 5 | 12,2 | |
| Moins qu'hebdomadaire ou abstinence | 59 936 | 11 957 | 49,7 | 37 665 | 9 516 | 49,5 | 21 693 | 2 424 | 50,5 | 578 | 18 | 44,8 | |
| Consommation abusive d'alcool | 19 878 | 3 860 | 16,1 | 12 413 | 3 010 | 15,7 | 7 145 | 839 | 17,5 | 320 | 10 | 26,1 | |
| Consultation de professionnels de la santé au cours des 12 derniers mois | | | | | | | | | | | | | |
| Omnipraticien | 95 695 | 18 948 | 78,7 | 61 433 | 15 220 | 79,2 | 33 336 | 3 699 | 77,0 | 926 | 29 | 73,5 | |
| Spécialiste de la vue | 47 432 | 9 171 | 38,1 | 30 402 | 7 341 | 38,1 | 16 571 | 1 815 | 37,7 | 459 | 15 | 36,9 | |
| Autre médecin | 33 570 | 6 978 | 29,0 | 22 643 | 5 738 | 29,8 | 10 638 | 1 231 | 25,6 | 289 | 9 | 22,7 | |
| Infirmière | 13 043 | 2 353 | 9,8 | 7 885 | 1 820 | 9,5 | 4 853 | 525 | 10,9 | 305 | 8 | 21,4 | |
| Dentiste | 66 867 | 14 292 | 59,3 | 45 523 | 11 853 | 61,6 | 20 645 | 2 417 | 50,2 | 699 | 22 | 56,0 | |
| A un médecin régulier | 102 467 | 20 234 | 83,9 | 65 675 | 16 155 | 83,9 | 36 007 | 4 053 | 84,2 | 785 | 25 | 64,5 | |
| Besoins non satisfaits de soins de santé | 15 848 | 3 064 | 12,7 | 10 448 | 2 455 | 12,8 | 5 193 | 603 | 12,5 | 207 | 6 | 14,6 | |
| Acceptabilité [†] | 7 169 | 1 445 | 46,9 | 4 732 | 1 167 | 47,3 | 2 355 | 275 | 45,3 | 82 | 2 | 40,3 | |
| Disponibilité [‡] | 8 372 | 1 547 | 50,2 | 5 417 | 1 220 | 49,5 | 2 816 | 323 | 53,2 | 139 | 4 | 64,9 | |
| Accessibilité [‡] | 1 865 | 369 | 12,0 | 1 320 | 309 | 12,5 | 532 | 60 | 9,9 | 13 | 0 ^{E2} | 6,1 ^{E2} | |

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

Nota : La somme des valeurs présentées pour chaque catégorie pourrait ne pas être égale au total, parce que les chiffres pour les données manquantes (non-réponse) ne sont pas présentés pour la plupart des variables.

[†] Sont exclues deux régions sociosanitaires, à savoir la Brant Public Health Unit, en Ontario et la Northern Health Services Branch, en Saskatchewan.

[‡] Les réponses multiples étaient permises.

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

État de santé et comportements influant sur la santé des immigrants

- Par rapport aux non-immigrants, les immigrants jouissent d'une meilleure santé au chapitre des problèmes de santé chroniques en général, même en tenant compte de l'âge, du niveau de scolarité et du revenu. Les cotes relatives à la déclaration, par les immigrants, d'un problème de santé chronique augmentent en proportion du nombre d'années vécues au Canada.
- Les immigrants de sexe masculin fraîchement arrivés ont un cote exprimant le risque de déclarer une maladie cardiaque plus faible que celle des non-immigrants. Il en va de même pour les femmes et le cancer. En ce qui a trait au diabète, à l'hypertension, aux maladies cardiaques chez les femmes, et au cancer chez les hommes, la santé des immigrants et des non-immigrants est comparable; en outre, il n'y a pas de gradient évident de détérioration de la santé des immigrants en proportion des années vécues au Canada.
- Les comportements influant sur la santé, comme l'usage du tabac et la consommation abusive d'alcool, diffèrent entre les immigrants et les personnes nées au Canada, et varient selon le nombre d'années vécues au Canada, mais ces différences n'expliquent pas de façon générale les tendances observées relativement aux problèmes de santé.

Résumé

Objectifs

Cet article compare la santé des immigrants, à différentes périodes depuis leur immigration, avec celle de la population née au Canada, en ce qui a trait aux problèmes de santé chroniques en général, aux maladies cardiaques, au diabète, à l'hypertension et au cancer. Les résultats des comportements influant sur la santé, de même que le rôle de ces comportements dans la survenue des problèmes de santé observés, ont également été explorés.

Source des données

Les données proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, de 2000-2001, une enquête transversale menée par Statistique Canada. L'échantillon comprenait 131 535 répondants à domicile âgés de 12 ans ou plus, représentant près de 26 millions de Canadiens.

Techniques d'analyse

La prévalence des problèmes de santé et des comportements influant sur la santé a été estimée pour les répondants nés au Canada et pour les immigrants définis en fonction du nombre d'années vécues au Canada depuis leur immigration. On a eu recours à la régression logistique pour estimer les cotes relatives à la déclaration de problèmes de santé, corrigées ou non en fonction des variables sociodémographiques et des comportements influant sur la santé. Les cotes relatives à la déclaration des comportements influant sur la santé ont également été estimées.

Principaux résultats

Les immigrants de sexe masculin ou féminin sont moins susceptibles de déclarer des problèmes de santé chroniques en général. Cependant la cote exprimant le risque de déclarer des problèmes de santé chroniques augmente en proportion du nombre d'années vécues au Canada. Seuls les immigrants du sexe masculin arrivés récemment présentent de meilleurs résultats que les non-immigrants en ce qui a trait aux maladies cardiaques. Il en va de même pour les femmes et le cancer. Dans tous les autres cas, les immigrants ne semblent pas être avantagés sur le plan de la santé, et on n'observe aucun gradient de détérioration de leur état de santé en proportion du nombre d'années vécues au Canada. Les tendances observées dans les comportements influant sur la santé expliquent un nombre très limité de différences entre la santé des immigrants et celle des non-immigrants.

Mots clés

effet de la « sélection d'immigrants en bonne santé », problèmes de santé chroniques, étude transversale

Auteur

Claudio E. Pérez (613-951-1733; perecla@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, (Ontario) K1A 0T6.

Claudio E. Pérez

Le Canada accueille, toutes proportions gardées, plus d'immigrants et de réfugiés que n'importe quel autre pays¹. Depuis la Seconde Guerre mondiale, le pays admet environ 150 000 immigrants en moyenne, chaque année; depuis 1990, la moyenne annuelle a été d'environ 200 000^{1,2}. Il est important de comprendre les caractéristiques de la collectivité des immigrants en ce qui a trait à la santé, non seulement parce que ces derniers représentent une portion non négligeable de la population³, mais également parce que cela peut nous aider à analyser la santé de tous les Canadiens.

Méthodologie

Source des données

La présente analyse est fondée sur des données recueillies dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001. Cette enquête transversale réalisée par Statistique Canada recueille des renseignements sur la santé de la population canadienne dans 136 régions socio-sanitaires couvrant l'ensemble du Canada. L'échantillon comprend 131 535 répondants de 12 ans et plus, vivant à domicile, et provenant de l'ensemble des provinces et des territoires; il est pondéré de façon à représenter près de 26 millions de Canadiens (tableau A de l'annexe). Le taux de réponse global dans le premier cycle de l'ESCC a été de 84,7 %.

Techniques d'analyse

Les répondants ont été divisés en catégories, déterminées en fonction de leur statut d'immigrant (par rapport à la population née au Canada), de leur durée de résidence au Canada (voir les *Définitions*) et du sexe. La prévalence de certains problèmes de santé et de certains comportements influant sur la santé a été estimée pour ces groupes.

Les modèles de régression logistique ont été ajustés pour estimer les cotes relatives à la déclaration, par différents groupes d'immigrants, de la présence de problèmes de santé chroniques, ces cotes étant non corrigés et corrigés en fonction de variables sociodémographiques (âge, niveau de scolarité et revenu du ménage) et de certains comportements influant sur la santé (usage du tabac, embonpoint et obésité, consommation abusive d'alcool, manque d'activité physique et consommation de fruits et de légumes); le groupe de référence était composé des répondants nés au Canada. Ces modèles ont également été ajustés en fonction de variables dichotomiques de comportements influant sur la santé comme résultats, avec et sans correction en fonction de facteurs sociodémographiques. Les moyennes ont été estimées pour une échelle continue représentant la fréquence de consommation de fruits et de légumes. On a fait appel à la méthode des moindres carrés pour corriger les moyennes en fonction des facteurs sociodémographiques.

Les modèles logistiques multiples ont également été ajustés en fonction de la population immigrante seulement, afin de permettre d'examiner dans quelle mesure le lieu d'origine pouvait expliquer les différences, sur le plan de la santé, présentées par les immigrants, regroupés par durée de résidence, après correction pour les facteurs sociodémographiques et les comportements influant sur la santé.

Des pondérations ont été utilisées afin de prendre en compte les probabilités inégales de sélection. Pour tenir compte du plan d'échantillonnage complexe, on a utilisé la technique « bootstrap » afin d'estimer les coefficients de variation et de tester le caractère statistiquement significatif des différences ($p < 0,05$).

Limites

Les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) ont été autodéclarées ou déclarées par procuration, et leur degré d'inexactitude attribuable à une erreur de déclaration est inconnu.

On a demandé aux répondants si leurs problèmes de santé chroniques avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé; toutefois, on n'a fait appel à aucune source indépendante pour confirmer ces diagnostics. Les nouveaux immigrants (et d'autres répondants) ont pu faire face à des obstacles culturels, linguistiques ou autres qui les auront peut-être dissuadés de consulter des professionnels de la santé; il se peut donc que le nombre de diagnostics de problèmes de santé chroniques soit sous-évalué. L'indice de masse corporelle, basé sur le poids et la taille autodéclarés, pourrait ne pas être tout à fait exact, en particulier chez les personnes âgées de 65 ans ou plus. Les buveurs excessifs sont définis comme étant ceux qui avaient consommé quotidiennement plus de deux boissons alcooliques, en moyenne, au cours de la semaine précédente. Les répondants qui avaient connu une semaine atypique à ce chapitre avant de répondre aux questions de l'enquête pourraient avoir été mal classés. En ce qui a trait à l'activité physique, les répondants pourraient avoir dépensé beaucoup d'énergie au travail ou dans leurs tâches ménagères (et le niveau de dépense d'énergie peut en outre différer entre les immigrants et les non-immigrants et selon le type d'immigrant), mais les renseignements sur le degré d'activité physique fournies par l'enquête ne se rapportent qu'aux loisirs. Les questions ayant trait à la nutrition, dans l'ESCC, portaient sur le nombre de fois que sont consommés des fruits ou des légumes, mais non sur la quantité consommée. En outre, des variations significatives dans l'efficacité de ces questions ont été signalées dans le cas de différentes populations ethniques aux États-Unis⁴. Les questions ayant trait à la nutrition n'ont pas été testées dans des sous-populations canadiennes définies et il est possible que l'exactitude des réponses et, partant, la classification des répondants varient d'un sous-groupe ethnique ou culturel à l'autre.

Bien que la santé des réfugiés soit nettement plus mauvaise que celle d'autres types d'immigrants, l'ESCC ne tient pas compte du statut de réfugié.

Le lieu d'origine déclaré peut ne pas être le lieu de résidence le plus récent de l'immigrant. La résidence dans un pays autre que le pays d'origine, avant l'immigration au Canada, pourrait diluer les résultats analysés selon le lieu d'origine. La période de résidence au Canada est mesurée à partir de la date à laquelle le répondant est arrivé au Canada pour la première fois. Toutefois, une personne pourrait fort bien avoir quitté le Canada après son immigration initiale, avoir passé un peu de temps dans d'autres pays, puis être revenue au Canada, ce qui risque également de fausser les résultats.

En dernier lieu, les réponses et les taux de réponse des immigrants les plus récents pourraient avoir été influencés par des facteurs linguistiques et culturels.

Des recherches ont révélé que les immigrants, en particulier les nouveaux venus, jouissent d'une meilleure santé que leurs concitoyens nés au Canada⁵. Même si cette tendance ne s'applique pas à certaines maladies infectieuses, comme la tuberculose⁶, on l'a observée à divers degrés à l'égard de certains résultats en matière de santé comme les maladies chroniques, l'incapacité, la dépendance, l'espérance de vie et l'espérance de vie sans incapacité⁷⁻⁹. Ces constatation s'accordent avec les résultats d'autres pays industrialisées^{10,11}. De plus, elle ne sont pas étonnantes puisque les personnes les plus en santé s'autosélectionnent dans le processus d'immigration et que les candidats à l'immigration doivent répondre à certains critères concernant leur état de santé, selon les dispositions de la *Loi sur l'immigration*².

Toutefois, bon nombre de ces études ont également montré que les immigrants qui résident au Canada depuis des décennies ne jouissent pas du même avantage sur le plan de la santé^{7,11}. Selon certains observateurs, ce phénomène pourrait être attribuable à une détérioration graduelle de la santé des immigrants qui menerait à une convergence avec la population née au Canada. D'autres observateurs estiment que l'adoption de nouveaux comportements influant sur la santé, comme l'usage du tabac, au cours du processus d'acculturation^{12,13}, aurait une influence considérable sur la détérioration de la santé.

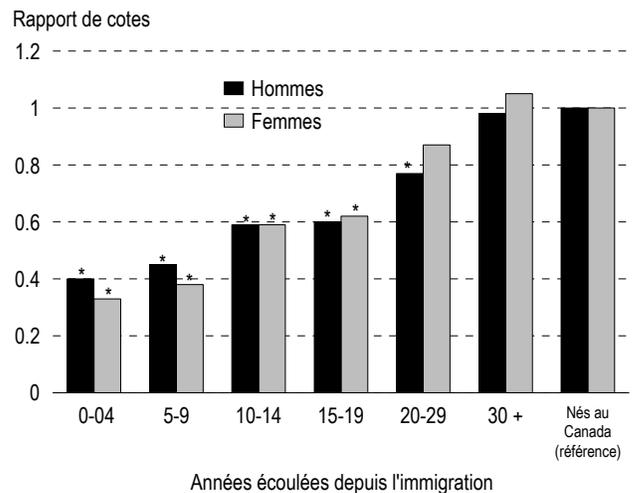
En raison de facteurs liés à la taille de l'échantillon, les études précédentes n'offraient que des possibilités restreintes d'explorer le phénomène d'une convergence apparente de l'état de santé des immigrants avec celui de la population née au pays, selon le nombre d'années vécues par les immigrants au Canada. La présente analyse est fondée sur 131 535 personnes (comprenant 16 901 immigrants dont on connaissait la durée de résidence au Canada), ayant participé à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, une enquête transversale menée par Statistique Canada en 2000-2001. Elle montre comment la santé des immigrants se compare à celle de la population née au Canada à mesure que s'accroît le nombre d'années vécues au Canada, en ce qui a trait aux problèmes de santé chroniques en général et à certaines maladies précises comme les maladies cardiaques, le diabète, l'hypertension et le cancer. Comme ces maladies sont liées à certains aspects du mode de vie – usage du tabac, manque d'activité physique et régime alimentaire –, les tendances dans les comportements influant sur la santé des immigrants sont également explorées, tout comme le rôle de ces comportements à l'égard des tendances observées.

La prévalence des maladies chroniques en général augmente proportionnellement au nombre d'années vécues au Canada

Les résultats se rapportant aux problèmes de santé chroniques en général corroborent ceux qui proviennent de données d'enquêtes précédentes⁷⁻⁹, à savoir que les immigrants étaient en meilleure santé dans l'ensemble que les non-immigrants. La prévalence de problèmes de santé chroniques chez les immigrants (59,6 %) est nettement moins élevée que celle observée parmi la population née au Canada (65,2 %) (tableau 1). La correction des différences entre ces deux groupes en fonction de l'âge, du niveau de scolarité et du revenu accentue davantage cet écart : le rapport des cotes relatives aux immigrants ayant déclaré la présence de problèmes de santé chroniques, par opposition aux non-immigrants, était de 0,79 avant et de 0,63 après la correction. Cette tendance est identique pour les deux sexes. Même si les immigrantes et les non-immigrantes présentent une plus grande prévalence de problèmes de santé chroniques que les hommes, l'avantage relatif des immigrantes par rapport aux Canadiennes de naissance est semblable à celui des hommes (rapports de cotes corrigés de 0,65 pour les immigrants et de 0,62 pour les immigrantes).

La taille de l'échantillon de l'ESCC permet de départager les immigrants selon leur durée de résidence mieux que jamais auparavant. Les résultats

Graphique 1
Rapports de cotes relatives à des problèmes de santé chroniques en général, selon le sexe et les années écoulées depuis l'immigration, corrigés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité et du revenu



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001
* Sensiblement différents de la catégorie de référence ($p < 0,05$).

Tableau 1

Prévalence de certains problèmes de santé et rapports de cotes s'y rapportant, selon le sexe et les années écoulées depuis l'immigration, membres de ménages âgés de 12 ans ou plus, Canada, 2000-01

| Problèmes de santé selon les années écoulées depuis l'immigration | Tous les répondants | | | | Hommes | | | | Femmes | | | |
|---|------------------------------|---|---------------------------------------|--|------------------------------|---|--------------------------------------|---------------------------------------|------------------------------|---|---------------------------------------|--|
| | Pré-valence (%) [†] | Rapport de cotes non corrigé [‡] | Rapport de cotes corrigé [§] | Rapport de cotes corrigé ^{††} | Pré-valence (%) [†] | Rapport de cotes non corrigé [‡] | Rapport de cote corrigé [§] | Rapport de cote corrigé ^{††} | Pré-valence (%) [†] | Rapport de cotes non corrigé [‡] | Rapport de cotes corrigé [§] | Rapport de cotes corrigé ^{††} |
| Tous les problèmes de santé chroniques | | | | | | | | | | | | |
| Tous les immigrants | 59,6* | 0,79* | 0,63* | 0,65* | 54,4* | 0,80* | 0,65* | 0,67* | 64,7* | 0,77* | 0,62* | 0,66* |
| 0-4 ans | 37,4* | 0,32* | 0,36* | 0,35* | 33,8* | 0,34* | 0,40* | 0,35* | 41,3* | 0,29* | 0,33* | 0,40* |
| 5-9 ans | 42,7* | 0,40* | 0,41* | 0,42* | 39,9* | 0,45* | 0,45* | 0,49* | 45,4* | 0,35* | 0,38* | 0,39* |
| 10-14 ans | 50,8* | 0,55* | 0,59* | 0,61* | 43,4* | 0,52* | 0,59* | 0,64* | 57,6* | 0,57* | 0,59* | 0,61* |
| 15-19 ans | 55,0* | 0,65* | 0,60* | 0,61* | 48,5* | 0,64* | 0,60* | 0,63* | 61,5* | 0,67* | 0,62* | 0,62* |
| 20-29 ans | 65,2 | 1,00 | 0,82* | 0,83* | 58,5 | 0,95 | 0,77* | 0,82* | 71,7 | 1,06 | 0,87 | 0,88 |
| 30 ans et plus | 78,2* | 1,91* | 1,00 | 0,99 | 73,5* | 1,87* | 0,99 | 0,96 | 82,7* | 2,01* | 1,05 | 1,07 |
| Nés au Canada ^{‡‡} | 65,2 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 59,7 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 70,4 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Maladie cardiaque | | | | | | | | | | | | |
| Tous les immigrants | 5,4* | 1,10* | 0,85* | 0,88* | 5,6 | 1,06 | 0,79* | 0,81* | 5,1* | 1,14* | 0,90 | 0,92 |
| 0-9 ans | 1,8* ^{E1} | 0,36* | 0,66* | 0,90 | 1,4* ^{E1} | 0,26* | 0,44* | 0,67 | 2,2* ^{E1} | 0,48* | 0,92 | 1,13 |
| 10-19 ans | 2,3* | 0,45* | 0,59* | 0,60* | 1,5* ^{E1} | 0,27* | 0,39* | 0,41* | 3,0* ^{E1} | 0,67* | 0,82 | 0,78 |
| 20-29 ans | 4,1 | 0,84 | 0,90 | 0,84 | 5,2* ^{E1} | 0,97 | 1,03 | 1,02 | 3,2* ^{E1} | 0,69 | 0,73 | 0,63 |
| 30 ans et plus | 11,0* | 2,41* | 0,95 | 0,94 | 12,2* | 2,47* | 0,89 | 0,86 | 9,9* | 2,34* | 0,96 | 0,98 |
| Nés au Canada ^{‡‡} | 4,9 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 5,3 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 4,5 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Diabète | | | | | | | | | | | | |
| Tous les immigrants | 5,0* | 1,29* | 1,00 | 1,06 | 5,2* | 1,25* | 0,93 | 0,98 | 4,8* | 1,34* | 1,04 | 1,11 |
| 0-9 ans | 1,4* | 0,36* | 0,50* | 0,67* | 1,6* ^{E1} | 0,37* | 0,56* | 0,74 | 1,3* ^{E1} | 0,34* | 0,41* | 0,57 |
| 10-19 ans | 3,1 | 0,80 | 0,94 | 1,02 | 2,8* ^{E1} | 0,67 | 0,90 | 0,90 | 3,4* ^{E1} | 0,94 | 0,99 | 1,11 |
| 20-29 ans | 5,8* | 1,53* | 1,47* | 1,56* | 6,0* ^{E1} | 1,47* | 1,40 | 1,51* | 5,7 | 1,60* | 1,52* | 1,55* |
| 30 ans et plus | 8,7* | 2,36* | 1,04 | 1,03 | 9,4* | 2,37* | 0,93 | 0,92 | 8,1* | 2,35* | 1,13 | 1,12 |
| Nés au Canada ^{‡‡} | 3,9 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 4,2 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 3,6 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Hypertension | | | | | | | | | | | | |
| Tous les immigrants | 15,2* | 1,31* | 1,01 | 1,05 | 13,8* | 1,33* | 1,01 | 1,07 | 16,5* | 1,30* | 1,01 | 1,04 |
| 0-9 ans | 5,9* | 0,46* | 0,76* | 0,90 | 5,6* | 0,49* | 0,78 | 0,93 | 6,2* | 0,43* | 0,75* | 0,88 |
| 10-19 ans | 8,5* | 0,68* | 0,86 | 0,98 | 7,4* | 0,66* | 0,93 | 1,06 | 9,5* | 0,69* | 0,77 | 0,91 |
| 20-29 ans | 15,6* | 1,36* | 1,31* | 1,37* | 15,8* | 1,56* | 1,41* | 1,55* | 15,4 | 1,20 | 1,21 | 1,20 |
| 30 ans et plus | 27,2* | 2,74* | 1,04 | 1,02 | 24,2* | 2,64* | 0,99 | 0,98 | 30,2* | 2,85* | 1,10 | 1,07 |
| Nés au Canada ^{‡‡} | 12,0 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 10,8 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 13,2 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Cancer | | | | | | | | | | | | |
| Tous les immigrants | 1,9 | 1,13 | 0,92 | 0,92 | 2,1* | 1,31* | 0,98 | 0,98 | 1,8 | 0,98 | 0,87 | 0,86 |
| 0-9 ans | 0,5* ^{E2} | 0,31* | 0,56 | 0,59 | -- ^F | 0,52 | 1,03 | 1,19 | -- ^F | 0,13* | 0,21* | 0,27* |
| 10-19 ans | 0,9* ^{E2} | 0,52* | 0,74 | 0,64 | -- ^F | 0,72 | 1,26 | 1,32 | 0,7* ^{E2} | 0,35* | 0,45* | 0,26* |
| 20-29 ans | 0,8* ^{E2} | 0,49* | 0,42* | 0,49* | -- ^F | 0,19* | 0,15* | 0,18* | 1,4* ^{E2} | 0,74 | 0,67 | 0,75 |
| 30 ans et plus | 4,3* | 2,60* | 1,19 | 1,16 | 4,6* | 2,99* | 1,10 | 1,07 | 4,1* | 2,27* | 1,27 | 1,22 |
| Nés au Canada ^{‡‡} | 1,7 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,6 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,8 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |

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

[†] Estimations de la prévalence exprimées en pourcentages. Les estimations excluent les enregistrements présentant des valeurs manquantes pour la variable dépendante.

[‡] Rapports de cotes non corrigés

[§] Rapports de cotes corrigés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité et du revenu du ménage.

^{††} Rapports de cotes corrigés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité, du revenu du ménage, de l'usage du tabac, de la consommation abusive d'alcool, de l'embonpoint ou de l'obésité, du manque d'activité physique et de la consommation de fruits et de légumes.

^{‡‡} Catégorie de référence

 * Sensiblement différents de la catégorie de référence ($p < 0,05$).

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

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

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %, estimation supprimée.

Définitions

On a demandé aux répondants de nommer leur pays de naissance. On a ensuite demandé à ceux qui avaient nommé un autre pays de naissance que le Canada de préciser s'ils étaient nés citoyens canadiens; dans la négative, on leur a demandé d'indiquer l'année de leur arrivée initiale au Canada. En se fondant sur les réponses à ces questions, on a classé les répondants immigrants par *durée de résidence* au Canada (0–4, 5–9, 10–14, 15–19, 20–29, 30 ans et plus). Les quatre premières catégories ont été ramenées à deux catégories pour les besoins de l'analyse des problèmes de santé chroniques.

L'âge, exprimé en années, a été traité comme une variable continue.

Les répondants ont été répartis en quatre catégories selon le plus haut *niveau de scolarité* atteint durant le premier cycle de l'enquête : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, certaines études postsecondaires, diplôme d'études postsecondaires.

Les catégories de *revenu du ménage*, selon la taille du ménage, se répartissent comme suit :

| Catégorie 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 \$ |
| Intermédiaire, tranche inférieure | 1 ou 2 | 10 000 \$ à 14 999 \$ |
| | 3 ou 4 | 10 000 \$ à 19 999 \$ |
| | 5 ou plus | 15 000 \$ à 29 999 \$ |
| Intermédiaire | 1 ou 2 | 15 000 \$ à 29 999 \$ |
| | 3 ou 4 | 20 000 \$ à 39 999 \$ |
| | 5 ou plus | 30 000 \$ à 59 999 \$ |
| Intermédiaire, tranche supérieure | 1 ou 2 | 30 000 \$ à 59 999 \$ |
| | 3 ou 4 | 40 000 \$ à 79 999 \$ |
| | 5 ou plus | 60 000 \$ à 79 999 \$ |
| Élevé | 1 ou 2 | 60 000 \$ ou plus |
| | 3 ou plus | 80 000 \$ ou plus |

On a demandé aux répondants s'ils souffraient de problèmes de santé de longue durée qui persistaient ou qui allaient probablement persister six mois ou plus, et qui avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé. La présence de *problèmes de santé chroniques* a été définie comme un diagnostic déclaré de l'un des troubles suivants : allergies alimentaires, autres allergies, asthme, fibromyalgie, arthrite ou rhumatisme, maux de dos, hypertension, migraine, bronchite chronique, bronchopneumopathie chronique obstructive, diabète, épilepsie, maladie cardiaque, cancer, ulcères à l'estomac ou à l'intestin, troubles dus à un accident vasculaire cérébral, incontinence urinaire, maladie de Crohn ou colite, maladie d'Alzheimer ou toute autre forme de démence cérébrale, cataractes, glaucome, problème de la thyroïde, maladie de Parkinson, sclérose en plaques, syndrome de fatigue chronique, sensibilité aux agresseurs chimiques, ou tout autre problème de santé de longue durée diagnostiqué par un professionnel de la santé.

La survenue de quatre problèmes de santé chroniques en particulier — *maladie cardiaque, diabète, hypertension, cancer* — a été déterminée à partir des réponses pertinentes à la question ci-dessus.

On a identifié les *fumeurs* en demandant aux répondants s'ils fumaient des cigarettes de façon quotidienne, à l'occasion ou pas du tout. Les fumeurs englobent les fumeurs quotidiens et occasionnels.

On calcule l'indice de masse corporelle (IMC) en divisant le poids déclaré en kilogrammes par le carré de la taille déclarée en mètres. Dans la présente analyse, les personnes dont l'IMC est de 25 ou plus sont considérées comme souffrant d'*embonpoint* ou d'*obésité*, conformément aux normes de l'Organisation mondiale de la santé (OMS). L'IMC n'a pas été calculé dans le cas des répondantes qui étaient enceintes.

On a posé aux répondants une série de questions à propos de leur consommation d'alcool. Ceux qui avaient déclaré avoir consommé au moins un verre d'alcool au cours des 12 derniers mois ont dû préciser s'ils avaient consommé de l'alcool au cours de la dernière semaine. Dans l'affirmative, on leur a demandé combien de verres ils avaient consommé chaque jour au cours de la semaine précédente. Les *buveurs excessifs* sont ceux qui ont déclaré avoir consommé en moyenne plus de deux verres par jour (arrondis à l'unité la plus proche) au cours de la semaine précédente.

Le niveau d'activité physique était fondé sur la dépense d'énergie totale durant les loisirs. Les valeurs de la dépense d'énergie ont été calculées à partir de l'information recueillie sur la fréquence et la durée moyenne des activités consacrées au loisir au cours des trois mois précédents, telles qu'elles ont été déclarées par les personnes interrogées, de même que sur la demande énergétique métabolique relative à chacune de ces activités. S'ils avaient dépensé en moyenne moins de 1,5 kcal/kg quotidiennement, les répondants étaient définis comme étant des personnes *inactives durant les loisirs*.

La *fréquence de consommation de fruits et de légumes* a été évaluée grâce aux questions suivantes : « Les questions qui suivent se rapportent aux aliments que vous mangez et buvez habituellement. Pensez à tous les aliments que vous mangez, soit au repas ou pour collation, tant à la maison qu'à l'extérieur.

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

Comme les données étaient asymétriques, la fréquence totale de la consommation de fruits et de légumes a été transformée au moyen d'une valeur logarithmique afin d'en arriver à un *indice* de consommation final (des valeurs de zéro ont été attribuées à la valeur suivante la plus basse, 0,005, avant de calculer la valeur logarithmique).

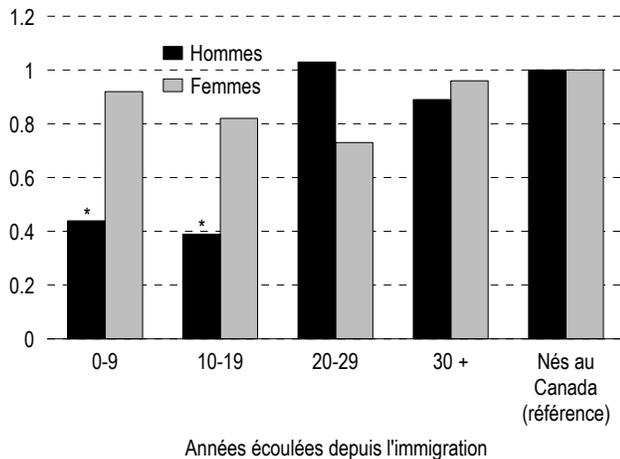
Les répondants ont également été répartis selon les sept lieux d'origine suivants : Canada (non-immigrants), autres pays de l'Amérique du Nord (États-Unis et Mexique), Europe, Afrique, Amérique du Sud et Amérique centrale (y compris les Antilles), Asie et Australie (y compris l'ensemble de l'Océanie). Les deux dernières catégories ont été regroupées aux fins de l'analyse.

On peut obtenir le libellé exact et l'ordre des questions en consultant la documentation de l'ESCC.

Graphique 2

Rapports de cotes relatives aux maladies cardiaques, selon le sexe et les années écoulées depuis l'immigration, corrigés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité et du revenu

Rapport de cotes



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

* Sensiblement différents de la catégorie de référence ($p < 0,05$).

relatifs aux problèmes de santé chroniques en général montrent un gradient, la santé des immigrants se détériorant progressivement à mesure qu'augmente leur durée de résidence au Canada (tableau 1, graphique 1). En effet, dans le cas des hommes autant que des femmes, après correction pour l'âge, la scolarité et le revenu, les rapports de cotes relatives à la déclaration d'un problème de santé chronique, par rapport aux non-immigrants, augmentent de façon régulière dans tous les groupes d'immigrants. Parmi ces groupes d'immigrants, ceux qui ont résidé au Canada pendant la plus longue période (30 ans ou plus), sont indissociables de ceux des personnes nées au Canada. Il convient de noter que les problèmes de santé chroniques signalés devaient avoir été diagnostiqués par un professionnel de la santé; aussi les résultats obtenus pourraient-ils en partie refléter des différences dans les taux de consultation médicale entre les immigrants et les non-immigrants, ou une certaine incapacité parmi les immigrants récents de communiquer leurs problèmes de santé^{14,15}.

Seuls les hommes récemment immigrés présentent des cotes moins élevées en ce qui a trait aux maladies cardiaques

Pour ce qui est des maladies cardiaques, contrairement aux problèmes de santé chroniques en général, l'avantage que présentent les immigrants, pris dans leur ensemble, par rapport à la population née au Canada au chapitre de la santé, n'est apparent qu'après correction en fonction de l'âge, du niveau

Prise en compte des facteurs sociodémographiques

Les tableaux 1 et 2, ainsi que le tableau B de l'annexe, font état des résultats non corrigés et corrigés en fonction de l'âge, de la scolarité et du revenu. Les résultats non corrigés présentent une vue d'ensemble de la santé des immigrants et des non-immigrants. Toutefois, la structure par âge de ces groupes varie considérablement, car les nouveaux immigrants sont beaucoup plus jeunes et les personnes immigrées au Canada depuis des décennies sont notablement plus vieilles que l'ensemble de la population⁷. Les immigrants sont également hétérogènes en ce qui a trait au statut socioéconomique. Les résidents de longue date sont mieux établis que les nouveaux immigrants, ce qui se reflète dans leur niveau de scolarité et le revenu du ménage⁷. Mais même parmi les immigrants dont la durée de résidence au Canada est comparable, on constate un écart important dans le niveau de scolarité et le revenu. Les immigrants « indépendants », notamment les travailleurs spécialisés et les entrepreneurs, sont sélectionnés pour leur éventuel apport économique au Canada et bénéficient en général d'un niveau de scolarité et de revenu relativement élevé. Les immigrants issus de la « réunification des familles » sont parrainés par des citoyens ou des résidents canadiens et comprennent les conjoints, les enfants à charge et les parents. Les « réfugiés » sont des personnes qui ont été accueillies pour des raisons humanitaires². Ce dernier groupe, qui représentait 13 % de tous les immigrants en 1999², est le plus démuné sur le plan économique et celui dont la santé laisse le plus à désirer¹⁴.

Vu le lien évident entre, d'une part, l'état de santé et, d'autre part, le niveau de scolarité, le revenu et (surtout) l'âge, les résultats qui ne tiennent pas compte de ces facteurs pourraient être trompeurs; c'est pourquoi les points traités dans cet exposé s'appuient sur des résultats corrigés.

de scolarité et du revenu du ménage. Toutefois, lorsqu'on répartit l'ensemble des immigrants en groupes plus petits, on ne retrouve cet avantage que chez les hommes, en particulier ceux qui résident au Canada depuis moins de 20 ans. Les hommes qui ont immigré au Canada il y a plus longtemps se comparent à ceux qui sont nés au Canada. Par contraste, les immigrantes ne jouissent d'aucun avantage, quel que soit le nombre d'années de résidence au Canada.

En ce qui a trait au diabète, à l'hypertension et au cancer, il n'y a pas de différence entre les immigrants et les non-immigrants

En ce qui a trait aux trois autres maladies étudiées, les immigrants, du sexe masculin ou féminin, ne semblent présenter aucun avantage par rapport aux non-immigrants. En fait, les immigrants, hommes et femmes, n'ont pas obtenu d'aussi bons résultats, dans l'ensemble, que les autres Canadiens à ce chapitre, avant correction en fonction de certaines caractéristiques sociodémographiques (à l'exception du fait que chez les immigrantes et les non-immigrantes, la fréquence de diagnostic de cancer était comparable). Mais après correction en fonction de l'âge, du niveau de scolarité et du revenu, les cotes relatives à la déclaration de ces maladies sont les mêmes pour les immigrants et la population née au Canada.

Exception faite ici encore du cancer chez les femmes, il n'y a pas de gradient évident d'élévation des cotes corrigées relatives à la déclaration de ces maladies, en proportion du nombre d'années de résidence. En fait, la cohorte d'immigrantes présentant les plus hautes cotes corrigées relatives à un diagnostic de diabète, par rapport aux non-immigrantes, est celle arrivée au Canada il y a entre 20 et 29 ans. Il en va de même des immigrants du sexe masculin en ce qui a trait à et l'hypertension. Paradoxalement, la même cohorte d'immigrants du sexe masculin est la seule à avoir présenté des cotes corrigées nettement moins élevées de diagnostic de cancer que les hommes nés au Canada. Il convient de noter que la prévalence du cancer chez certains de ces groupes est particulièrement faible, ce qui peut donner lieu à des estimations de rapports de cotes relativement instables. Ainsi, parmi les femmes, même si les cotes corrigées relatives à la déclaration d'un cancer augmentent en proportion du nombre d'années de résidence et que la cohorte des immigrantes qui ont vécu 30 ou plus au Canada présente des cotes plus élevées à cet égard (1,27), cette estimation n'est pas significative sur le plan statistique.

Les comportements influant sur la santé sont variables chez les immigrants

À partir du moment où les immigrants arrivent au Canada, un processus d'acculturation s'amorce; ainsi les idées et les comportements associés au lieu d'origine de ces immigrants sont remplacés par des idées et des comportements canadiens. Il se peut que les comportements ayant trait à leur mode de vie et à leur santé évoluent par suite de cette acculturation et viennent à la longue à ressembler davantage aux

comportements des Canadiens en général. La présente section examine les tendances associées aux comportements influant sur la santé d'immigrants (aux durées de résidence variables) et les compare à celles des répondants nés au Canada.

L'usage du tabac est systématiquement moins fréquent chez les immigrants que chez leurs concitoyens nés au Canada (tableau 2). Cela vaut particulièrement pour les immigrantes – les rapports de cotes (corrigés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité et du revenu) relatifs à la déclaration de l'usage du tabac se situant entre 0,20 pour les immigrantes les plus récentes, et 0,61 pour les immigrantes de longue date. Chez les hommes, l'écart entre les immigrants et les non-immigrants est plus mince, mais les rapports de cotes corrigés relatifs à l'usage du tabac ne dépassent jamais 0,75, ce qui représente l'estimation pour les hommes ayant vécu entre 20 et 29 ans au Canada.

En ce qui a trait à l'embonpoint et à l'obésité, on observe à nouveau des différences entre les hommes et les femmes. La prévalence d'un indice de masse corporelle (IMC) d'au moins 25 était plus élevée chez les hommes que chez les femmes. Toutefois, une fois pris en compte les facteurs sociodémographiques, tous les immigrants du sexe masculin présentent un meilleur IMC que les hommes nés au Canada. Dans le cas des femmes, cet avantage ne s'applique qu'aux immigrées récentes, c'est-à-dire celles qui sont arrivées au Canada il y a moins de 10 ans.

La consommation abusive d'alcool, définie comme la consommation quotidienne de plus de deux verres en moyenne au cours de la semaine ayant précédé l'interview accordée aux fins de l'ESCC, est rare, du moins si l'on en croit les données par les personnes interrogées. Pour les femmes en particulier, et les immigrantes surtout, la fréquence de la consommation abusive d'alcool est peu élevée. Les immigrants, autant les hommes que les femmes, affichent des cotes corrigées de consommation abusive d'alcool nettement inférieures, exception faite des femmes résidant au Canada depuis 30 ans ou plus, qui présentent des cotes comparables à celles des Canadiennes de naissance.

Le manque d'activité physique durant les loisirs diffère des autres comportements étudiés influant sur la santé; à cet égard, on constate en effet de meilleures habitudes chez les membres de la population née au Canada que chez leurs concitoyens immigrants. De plus, il semble n'y avoir aucune convergence évidente entre ces deux groupes en ce qui a trait à la durée de résidence (bien que les immigrants du sexe masculin qui ont passé le plus d'années au Canada présentent des cotes corrigées moins élevées que les répondants

Tableau 2

Prévalence de certains comportements influant sur la santé et rapports de cotes s'y rapportant, et moyennes de l'indice de fréquence de la consommation de fruits et de légumes, selon le sexe et les années écoulées depuis l'immigration, membres de ménages âgés de 12 ans ou plus, Canada, 2000-2001

| Comportements influant sur la santé selon les années écoulées depuis l'immigration | Tous les répondants | | | Hommes | | | Femmes | | |
|--|---------------------|-------------------------------|---------------------------|-----------------|-------------------------------|---------------------------|-----------------|-------------------------------|---------------------------|
| | Prévalence (%)† | Rapport de cotes non corrigé‡ | Rapport de cotes corrigé§ | Prévalence (%)† | Rapport de cotes non corrigé‡ | Rapport de cotes corrigé§ | Prévalence (%)† | Rapport de cotes non corrigé‡ | Rapport de cotes corrigé§ |
| Fumeurs | | | | | | | | | |
| Tous les immigrants | 16,6* | 0,50* | 0,50* | 21,3* | 0,63* | 0,64* | 12,0* | 0,37* | 0,36* |
| 0-4 ans | 15,5* | 0,46* | 0,36* | 21,1* | 0,62* | 0,52* | 9,5* | 0,28* | 0,20* |
| 5-9 ans | 15,6* | 0,47* | 0,38* | 21,7* | 0,65* | 0,53* | 9,7* | 0,29* | 0,23* |
| 10-14 ans | 16,5* | 0,50* | 0,44* | 23,2* | 0,70* | 0,66* | 10,3* | 0,31* | 0,25* |
| 15-19 ans | 20,1* | 0,63* | 0,60* | 25,2 | 0,79 | 0,73* | 15,1* | 0,48* | 0,47* |
| 20-29 ans | 17,0* | 0,52* | 0,55* | 23,1* | 0,70* | 0,75* | 11,2* | 0,34* | 0,36* |
| 30 ans et plus | 16,5* | 0,50* | 0,64* | 18,5* | 0,53* | 0,67* | 14,5* | 0,46* | 0,61* |
| Nés au Canada‡‡ | 28,5 | 1,00 | 1,00 | 30,0 | 1,00 | 1,00 | 27,0 | 1,00 | 1,00 |
| Souffrant d'emboîtement ou obèse | | | | | | | | | |
| Tous les immigrants | 42,5* | 0,89* | 0,77* | 46,6* | 0,81* | 0,67* | 38,1 | 0,99 | 0,86* |
| 0-4 ans | 28,3* | 0,48* | 0,55* | 33,1* | 0,46* | 0,52* | 21,9* | 0,45* | 0,52* |
| 5-9 ans | 27,2* | 0,45* | 0,51* | 29,7* | 0,39* | 0,43* | 24,5* | 0,52* | 0,59* |
| 10-14 ans | 37,6* | 0,73* | 0,81* | 41,8* | 0,67* | 0,74* | 33,3 | 0,80* | 0,87 |
| 15-19 ans | 42,0 | 0,88 | 0,81* | 47,5 | 0,84 | 0,69* | 36,2 | 0,91 | 0,90 |
| 20-29 ans | 45,9 | 1,03 | 0,86* | 50,6 | 0,95 | 0,75* | 41,0 | 1,11 | 0,97 |
| 30 ans et plus | 54,7* | 1,46* | 0,92 | 59,4* | 1,36* | 0,79* | 49,9* | 1,59* | 1,04 |
| Nés au Canada‡‡ | 45,3 | 1,00 | 1,00 | 51,8 | 1,00 | 1,00 | 38,5 | 1,00 | 1,00 |
| Buveur excessif | | | | | | | | | |
| Tous les immigrants | 1,5* | 0,40* | 0,44* | 2,7* | 0,40* | 0,42* | 0,3*E2 | 0,35* | 0,36* |
| 0-4 ans | -- ^F | 0,11* | 0,13* | -- ^F | 0,10* | 0,11* | -- ^F | 0,17* | 0,17* |
| 5-9 ans | -- ^F | 0,19* | 0,21* | -- ^F | 0,19* | 0,21* | -- ^F | 0,12* | 0,12* |
| 10-14 ans | 1,2*E2 | 0,31* | 0,34* | 2,2*E2 | 0,32* | 0,36* | -- ^F | 0,17*§§ | 0,13*§§ |
| 15-19 ans | 1,5*E2 | 0,41* | 0,38* | 3,2*E2 | 0,47* | 0,42* | -- ^F | 0,17* | 0,20* |
| 20-29 ans | 1,9*E1 | 0,51* | 0,54* | 3,7*E1 | 0,56* | 0,58* | -- ^F | 0,17* | 0,20* |
| 30 ans et plus | 2,2* | 0,59* | 0,70* | 3,7* | 0,56* | 0,62* | 0,7*E2 | 0,75 | 1,08 |
| Nés au Canada‡‡ | 3,7 | 1,00 | 1,00 | 6,5 | 1,00 | 1,00 | 1,0 | 1,00 | 1,00 |
| Manquant d'activité physique | | | | | | | | | |
| Tous les immigrants | 60,8* | 1,46* | 1,33* | 57,7* | 1,51* | 1,35* | 63,7* | 1,42* | 1,32* |
| 0-4 ans | 60,2* | 1,42* | 1,53* | 57,1* | 1,47* | 1,53* | 63,6* | 1,41* | 1,58* |
| 5-9 ans | 63,8* | 1,65* | 1,67* | 61,0* | 1,72* | 1,75* | 66,3* | 1,59* | 1,61* |
| 10-14 ans | 63,7* | 1,64* | 1,78* | 61,0* | 1,73* | 1,84* | 66,1* | 1,58* | 1,74* |
| 15-19 ans | 65,0* | 1,74* | 1,81* | 60,5* | 1,69* | 1,71* | 69,1* | 1,81* | 1,95* |
| 20-29 ans | 63,8* | 1,65* | 1,58* | 64,8* | 2,03* | 1,93* | 62,8* | 1,36* | 1,30* |
| 30 ans et plus | 56,3* | 1,21* | 0,85* | 51,2* | 1,16* | 0,80* | 61,1* | 1,27* | 0,91 |
| Nés au Canada‡‡ | 51,6 | 1,00 | 1,00 | 47,5 | 1,00 | 1,00 | 55,3 | 1,00 | 1,00 |
| | | Moyenne non corrigée | Moyenne corrigée†† | | Moyenne non corrigée | Moyenne corrigée†† | | Moyenne non corrigée | Moyenne corrigée†† |
| Indice de consommation de fruits et de légumes | | | | | | | | | |
| Tous les immigrants | | 1,44* | 1,21* | | 1,39* | 1,13* | | 1,49* | 1,24* |
| 0-4 ans | | 1,42* | 1,24* | | 1,40* | 1,20* | | 1,45 | 1,25* |
| 5-9 ans | | 1,42* | 1,23* | | 1,38* | 1,17* | | 1,45 | 1,24* |
| 10-14 ans | | 1,40 | 1,19* | | 1,31 | 1,08* | | 1,49 | 1,25* |
| 15-19 ans | | 1,42* | 1,19* | | 1,39* | 1,14* | | 1,44 | 1,18 |
| 20-29 ans | | 1,42* | 1,17 | | 1,34* | 1,06 | | 1,50* | 1,22 |
| 30 ans et plus | | 1,49* | 1,21* | | 1,44* | 1,14* | | 1,54* | 1,24* |
| Nés au Canada‡‡ | | 1,38 | 1,14 | | 1,30 | 1,03 | | 1,46 | 1,20 |

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

† Estimations de la prévalence exprimées en pourcentages. Les estimations excluent les enregistrements présentant des valeurs manquantes pour la variable dépendante.

‡ Rapports de cotes non corrigés.

§ Rapports de cotes corrigés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité et du revenu du ménage.

†† Moyenne corrigée en fonction de l'âge, du niveau de scolarité et du revenu du ménage.

‡‡ RCatégorie de référence

§§ Les catégories « 10-14 ans » et « 15-19 ans » ont été réunies.

* Sensiblement différents de la catégorie de référence ($p < 0,05$).

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

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

F Coefficient de variation supérieur 33,3 %, estimation supprimée.

L'importance du lieu d'origine

Les différences en matière de santé observées parmi les groupes d'immigrants sont peut-être attribuables en partie à un « effet de cohorte » qui pourrait, à son tour, être partiellement dû aux différents lieux d'origine. En effet, le profil des lieux d'origine des immigrants peut varier considérablement d'une année à l'autre, ce qui peut refléter des différences, à la fois dans la santé des populations et dans les systèmes des soins de santé des pays d'origine. Les immigrants qui vivent au Canada depuis longtemps sont plutôt d'origine européenne, alors que près de la moitié de tous les immigrants qui arrivent maintenant au Canada viennent d'Asie. Des variations des taux de mortalité ont également été observées selon les différentes populations ethniques¹⁶. Par conséquent, il ne serait pas déraisonnable de penser que les différences quant aux lieux d'origine expliquent en partie les différences dans les profils de santé des groupes d'immigrants définis selon le temps écoulé depuis leur arrivée au Canada.

En effectuant à nouveau cette analyse, mais en la restreignant cette fois à la seule collectivité des immigrants, il est possible d'étudier le lieu d'origine en tant que facteur éventuel pour expliquer la présence de certaines maladies chroniques en particulier, tout en tenant compte des divers facteurs sociodémographiques et des facteurs liés au mode de vie, examinés ailleurs dans la présente étude. En prenant comme groupe de référence les immigrants arrivés au Canada il y a 30 ans ou plus, les données, comme on pouvait le prévoir, révèlent un gradient d'augmentation des cotes relatives à la déclaration d'un problème de santé chronique lié à la durée de résidence au Canada (tableau B de l'annexe), corroborant ainsi ce qui avait été préalablement observé dans des analyses se rapportant aux immigrants mais dont le groupe de référence était composé de non-immigrants. Une fois pris en compte l'âge, le niveau de scolarité, le revenu du ménage, l'usage du tabac, la consommation abusive d'alcool, l'embonpoint ou l'obésité, le manque d'activité physique et la consommation de fruits et de légumes, les différences entre les groupes d'immigrants diminuent considérablement. Par exemple, si on le compare à celui des immigrants qui vivent au Canada depuis 30 ans ou plus, le rapport des cotes relatives à la déclaration de problèmes de santé chroniques chez les immigrants récents passe de 0,17 avant correction à 0,42 après correction. Toutefois, le gradient est maintenu et les quatre groupes d'immigrants les plus récents affichent des cotes bien moins élevées en ce qui a trait à la déclaration de problèmes de santé chroniques en général que les immigrants dont la durée de résidence au Canada est la plus longue.

Le fait de tenir compte du lieu d'origine, en plus des autres facteurs, modifie une fois de plus les rapports de cotes, mais de façon moins spectaculaire. De plus, certains changements, selon le sexe, se produisent dans de rares cas. Le rapport des cotes relatives à la déclaration de problèmes de santé chroniques en général entre les femmes immigrantes dont le nombre d'années vécues au Canada varie entre 10 et 19 ans et les femmes non immigrantes est passé de 0,67 à 0,76 environ, après la prise en compte du lieu d'origine. De même, le rapport des cotes relatives à la déclaration de l'hypertension chez les immigrants du sexe masculin dont la durée de résidence au Canada varie entre 20 et 29 ans est tombé de 1,50 à 1,33 après une correction similaire. Là où il existe des différences considérables entre les cohortes d'immigrants les plus anciennes et les plus nouvelles, le lieu d'origine n'explique pas ces différences.

nés au Canada pour ce qui est de la déclaration du manque d'activité physique.).

Les immigrants dans l'ensemble consomment plus fréquemment des fruits et des légumes que les non-immigrants, et les signes d'une convergence résultant d'une acculturation sont peu évidents. Toutefois, certaines cohortes d'immigrants présentent des habitudes de consommation de fruits et de légumes similaires à celle de leurs concitoyens nés au Canada (en particulier les hommes dont la durée de résidence varie entre 20 et 29 ans ainsi que les femmes immigrées depuis une période allant de 15 à 29 ans).

Les comportements influant sur la santé expliquent peu de différences en matière de santé

Vu la variabilité des tendances relatives aux comportements influant sur la santé chez les immigrants par rapport aux non-immigrants, il n'est peut-être pas étonnant de constater que ces comportements ne comptent pas pour beaucoup dans les différences entre les résultats en matière de santé, au-delà des écarts sur le plan des caractéristiques sociodémographiques. Ainsi, la majeure partie des différences et des similitudes dans les résultats en matière de santé observés entre les immigrants et les non-immigrants – une fois pris en compte les facteurs liés à l'âge, au niveau de scolarité et au revenu – subsistent, même après correction pour tenir compte des comportements influant sur la santé. Dans le cas des problèmes de santé chroniques en général, par exemple, les différences entre les immigrants et les non-immigrants sont généralement atténuées après que les comportements influant sur la santé ont été pris en compte (tableau 1). À noter toutefois que ces changements sont négligeables et qu'aucune différence importante n'est disparue.

En ce qui a trait à certaines maladies chroniques en particulier, on dénombre peu de cas, chez les hommes comme chez les femmes, où des différences notables entre immigrants et personnes nés au Canada se sont estompées après correction en fonction des comportements influant sur la santé. Pour ce qui est des maladies cardiaques et du diabète chez les hommes, et du diabète et de l'hypertension chez les femmes, l'avantage, du point de vue de la santé, dont jouissent les immigrants les plus récents (ceux arrivés au Canada depuis moins de 10 ans) par rapport aux non-immigrants disparaît. Toutefois, dans le cas du diabète en particulier, il semble que la perte de signification statistique soit attribuable, en partie du moins, à l'absence d'efficacité statistique (les résultats relatifs au diabète, chez les hommes et les femmes combinés, ne montrent pas une perte de signification).

Convergence de la santé

Contrairement aux problèmes de santé chroniques en général, les maladies chroniques particulières analysées ici n'affichent pas de gradient évident d'augmentation des rapports de cotes corrigés en fonction de la durée de résidence. Cette absence de gradient est bien illustrée par l'exemple du cancer chez les hommes; les rapports de cotes relatives à la déclaration de ce diagnostic sont le moins élevés chez les hommes dont la durée de résidence au Canada varie entre 20 et 29 ans. Est-ce en partie parce que ces maladies sont relativement rares, comparées aux maladies chroniques en général, et davantage encore chez les nouveaux immigrants? Dans la totalité des cas, toutefois, les immigrants qui résident au Canada depuis 30 ans ou plus présentent, relativement à la déclaration de ces maladies, des cotes corrigées similaires à celles de leurs concitoyens nés au Canada.

Néanmoins, la convergence de l'état de santé des immigrants et des non-immigrants, pour ce qui est des problèmes de santé chroniques en général, doit être interprétée avec prudence. On ne peut conclure, à partir de données transversales, que l'état de santé des immigrants se détériore véritablement à mesure qu'augmente la durée de résidence au Canada (par rapport aux non-immigrants). Certaines différences parmi les sous-groupes d'immigrants résultent peut-être d'un « effet de cohorte » attribuable, par exemple, au fait que les immigrants qui étaient au Canada depuis moins de cinq ans en 2000-2001 présentaient un meilleur profil de santé lorsqu'ils sont entrés au pays que d'autres immigrants, selon les dates respectives de leur arrivée. Ces différences pourraient s'expliquer par une évolution des critères d'immigration et une concurrence accrue pour immigrer au Canada.

On pourrait peut-être expliquer d'une autre façon la convergence de l'état de santé des immigrants et des non-immigrants, en ce qui a trait aux problèmes de santé chroniques en général : après quelques années de résidence au Canada, les immigrants les plus en santé émigrent à nouveau, à un rythme plus élevé que dans le cas de la population née au Canada et en santé. La population d'immigrants restés au Canada serait par conséquent relativement plus malade. Certains éléments probants soutiennent cette hypothèse. On a constaté, dans une étude en cours portant sur des immigrants ayant obtenu leur statut de résident permanent au cours des années 1980, que les immigrants les mieux qualifiés et les personnes à charge étaient le plus susceptibles d'émigrer¹⁷, et c'est précisément ce groupe qui est le plus en santé¹⁴.

Conclusion

Après correction en fonction des facteurs sociodémographiques, les constatations se rapportant aux problèmes de santé chroniques en général révèlent un gradient remarquable de détérioration de la santé des immigrants en proportion de l'augmentation du temps écoulé depuis leur immigration. De plus, les résultats correspondant aux immigrants qui ont vécu le plus longtemps au Canada sont semblables à ceux de leurs concitoyens nés au Canada. Les résultats ne sont pas aussi cohérents en ce qui a trait aux problèmes de santé chroniques particuliers, peut-être parce que ces résultats se produisent plus rarement. Les tendances des immigrants en matière de comportements et de mode de vie influant sur la santé varient en fonction de leur durée de résidence au Canada, mais les résultats ne révèlent pas nécessairement que les immigrants ont plus tendance à s'assimiler aux autres Canadiens à cet égard à mesure qu'augmente leur durée de résidence au Canada. Après correction des différences sociodémographiques, les comportements influant sur la santé n'expliquent pas, de façon générale, les différences entre l'état de santé des groupes d'immigrants et celui de la population née au Canada.

Il existe peu d'indications convaincantes que les immigrants adoptent de mauvais comportements influant sur leur santé et que leur santé (mesurée par rapport à certains problèmes de santé chroniques en particulier) se détériore à mesure qu'augmente leur durée de séjour au Canada. Pour jeter plus de lumière sur ces tendances, il faudrait procéder à une analyse longitudinale dans le cadre de laquelle les participants immigrants seraient suivis pendant une certaine période.

Références

1. G.C.J. Van Kessel, *The Canadian Immigration System*, Ottawa, Citizenship and Immigration Canada, 1998, disponible à <http://www.coskuner.net/english.htm#canadian%20immigration%20system>, site consulté le 27 août 2002.
2. Citizenship and Immigration Canada, *The Canadian Immigration System. Statistics at a Glance*, Ottawa, ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux, 1998.
3. D. Kinnon, *Aperçu de la recherche sur l'immigration et la santé au Canada*, Ottawa, Santé Canada, 1999.
4. M. Serdula, R. Coates, T. Byers *et al.*, « Evaluation of a brief telephone questionnaire to estimate fruit and vegetable consumption in diverse study populations », *Epidemiology*, 4(5), 1993, p. 455-463.

5. I. Hyman, *Immigration et santé* [document de travail], Ottawa, Santé Canada, 2001, disponible à <http://dsp-psd.communication.gc.ca/Collection/H13-5-01-5F.pdf>, site consulté le 30 juin 2002.
6. K. Wilkins, « La tuberculose 1994 », *Rapports sur la santé*, 8(1), 1996, p. 35-41 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
7. J. Chen, E. Ng et R. Wilkins, « La santé des immigrants au Canada en 1994-1995 », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 37-50 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
8. J. Chen, R. Wilkins et E. Ng, « Espérance de santé selon le statut d'immigrant, 1986 et 1991 », *Rapports sur la santé*, 8(3), 1996, p. 31-41 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
9. G. Parakulam, V. Krishnan et D. Odynak, « Health status of Canadian-born and foreign-born residents », *Canadian Journal of Public Health*, 83(4), 1992, p. 311-314.
10. J.L. Donovan, E. d'Espaignet, C. Metron *et al.*, *Immigrants in Australia: a health profile*, Canberra, Australia, Australian Government Publishing Service, 1992.
11. E.H. Stephen, K. Foote, G.E. Hendershot *et al.*, « Health of the foreign-born population », *Advance Data from Vital and Health Statistics*, 241, 1994, p. 1-10.
12. R.E. Zambrana, S.C.M. Scrimshaw, N. Collins *et al.*, « Prenatal health behaviors and psychosocial risk factors in pregnancy in women of Mexican origin: the role of acculturation », *American Journal of Public Health*, 87(8), 1997, p. 1022-1026.
13. D. Hull, « Migration, adaptation and illness. A review », *Social Science and Medicine*, 13A, 1979, p. 25-36.
14. E.V. Kliever et R. Jones, *Immigrant Health and the Use of Medical Services: Results from the Longitudinal Survey of Immigrants to Australia*, Canberra, Australia, Department of Immigration and Multicultural Affairs, 1997.
15. M. Laroche, « Health Status and Health Services Utilization of Canada's Immigrant and Non-Immigrant Populations », *Canadian Public Policy*, 26(1), 2000, p. 51-73.
16. T. Sheth, C. Nair, M. Nargundkar *et al.*, « Cardiovascular and cancer mortality among Canadians of European, south Asian and Chinese origin from 1979 to 1993: an analysis of 1.2 million deaths », *Canadian Medical Association Journal*, 161(2), 1999, p. 132-138.
17. H.B. Dryburgh et M. Kelly, *Immigrant change: Using taxfiling patterns to identify patterns of emigration and mortality among landed immigrants [document de travail]*, Ottawa, Statistique Canada, Division des statistiques sociales, du logement et des familles. In press.

Annexe

Tableau A
Distribution de certaines caractéristiques, selon le sexe, membres de ménages âgés de 12 ans ou plus, Canada, 2000-2001

| Variable | Tous les répondants | | | Hommes | | | Femmes | | |
|---|-------------------------|----------------------------------|--------------|-------------------------|----------------------------------|--------------|-------------------------|----------------------------------|--------------|
| | Taille de l'échantillon | Population estimative (milliers) | % | Taille de l'échantillon | Population estimative (milliers) | % | Taille de l'échantillon | Population estimative (milliers) | % |
| Total | 131 535 | 25 801,7 | 100,0 | 60 849 | 12 705,4 | 100,0 | 70 686 | 13 096,3 | 100,0 |
| Années écoulées depuis l'immigration | | | | | | | | | |
| 0-4 ans | 1 872 | 742,2 | 2,9 | 923 | 385,3 | 3,0 | 949 | 356,9 | 2,7 |
| 5-9 ans | 1 849 | 740,5 | 2,9 | 862 | 366,3 | 2,9 | 987 | 374,2 | 2,9 |
| 11-14 ans | 1 924 | 767,8 | 3,0 | 882 | 369,3 | 2,9 | 1 042 | 398,5 | 3,0 |
| 15-19 ans | 1 032 | 384,2 | 1,5 | 483 | 190,8 | 1,5 | 549 | 193,4 | 1,5 |
| 20-29 ans | 2 615 | 892,1 | 3,5 | 1 183 | 436,1 | 3,4 | 1 432 | 456,0 | 3,5 |
| 30 ans et plus | 7 609 | 1 755,5 | 6,8 | 3 509 | 870,5 | 6,9 | 4 100 | 885,0 | 6,8 |
| Nés au Canada | 112 954 | 20 144,9 | 78,1 | 52 223 | 9 907,0 | 78,0 | 60 731 | 10 237,9 | 78,2 |
| Manquants | 1 680 | 374,5 | 1,5 | 784 | 180,1 | 1,4 | 896 | 194,4 | 1,5 |
| Niveau de scolarité | | | | | | | | | |
| Études secondaires partielles | 44 571 | 7 551,8 | 29,3 | 21 159 | 3 760,7 | 29,6 | 23 412 | 3 791,1 | 28,9 |
| Diplôme d'études secondaires | 22 982 | 4 778,2 | 18,5 | 10 068 | 2 215,3 | 17,4 | 12 914 | 2 563,0 | 19,6 |
| Études postsecondaires partielles | 9 859 | 2 108,5 | 8,2 | 4 338 | 1 013,7 | 8,0 | 5 521 | 1 094,8 | 8,4 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 52 848 | 11 144,8 | 43,2 | 24 640 | 5 598,6 | 44,1 | 28 208 | 5 546,1 | 42,3 |
| Manquants | 1 275 | 218,4 | 0,8 | 644 | 117,1 | 0,9 | 631 | 101,3 | 0,8 |
| Revenu du ménage | | | | | | | | | |
| Faible | 5 717 | 890,1 | 3,4 | 2 325 | 392,8 | 3,1 | 3 392 | 497,3 | 3,8 |
| D'élévé à moyen | 12 117 | 1 778,3 | 6,9 | 3 875 | 669,7 | 5,3 | 8 242 | 1 108,6 | 8,5 |
| Intermédiaire tranche inférieure | 28 829 | 5 141,6 | 19,9 | 12 521 | 2 386,1 | 18,8 | 16 308 | 2 755,5 | 21,0 |
| Intermédiaire tranche supérieure | 41 057 | 8 172,0 | 31,7 | 20 158 | 4 130,6 | 32,5 | 20 899 | 4 041,3 | 30,9 |
| Élevé | 29 445 | 7 073,7 | 27,4 | 15 932 | 3 865,8 | 30,4 | 13 513 | 3 207,9 | 24,5 |
| Manquants | 14 370 | 2 746,0 | 10,6 | 6 038 | 1 260,4 | 9,9 | 8 332 | 1 485,7 | 11,3 |
| Problèmes de santé chroniques | | | | | | | | | |
| Oui | 87 573 | 16 468,2 | 63,8 | 36 929 | 7 421,9 | 58,4 | 50 644 | 9 046,3 | 69,1 |
| Non | 43 727 | 9 291,6 | 36,0 | 23 789 | 5 258,4 | 41,4 | 19 938 | 4 033,2 | 30,8 |
| Manquants | 235 | 42,0 | 0,2 | 131 | 25,2 | 0,2 | 104 | 16,8 | 0,1 |
| Maladie cardiaque | | | | | | | | | |
| Oui | 8 004 | 1 289,0 | 5,0 | 3 888 | 682,2 | 5,4 | 4 116 | 606,8 | 4,6 |
| Non | 123 417 | 24 492,4 | 94,9 | 56 912 | 12 011,5 | 94,5 | 66 505 | 12 480,9 | 95,3 |
| Manquants | 114 | 20,3 | 0,1 | 49 | 11,7 | 0,1 | 65 | 8,7 | 0,1 |
| Diabète | | | | | | | | | |
| Oui | 6 361 | 1 063,7 | 4,1 | 3 104 | 556,8 | 4,4 | 3 257 | 506,9 | 3,9 |
| Non | 125 087 | 24 719,2 | 95,8 | 57 707 | 12 138,2 | 95,5 | 67 380 | 12 581,0 | 96,1 |
| Manquants | 87 | 18,8 | 0,1 | 38 | 10,3 | 0,1 | 49 | 8,5 | 0,1 |
| Hypertension | | | | | | | | | |
| Oui | 19 371 | 3 257,2 | 12,6 | 7 764 | 1 443,3 | 11,4 | 11 607 | 1 813,9 | 13,9 |
| Non | 111 916 | 22 497,7 | 87,2 | 52 944 | 11 233,0 | 88,4 | 58 972 | 11 264,6 | 86,0 |
| Manquants | 248 | 46,9 | 0,2 | 141 | 29,1 | 0,2 | 107 | 17,8 | 0,1 |
| Cancer | | | | | | | | | |
| Oui | 2 713 | 450,3 | 1,7 | 1 192 | 211,3 | 1,7 | 1 521 | 239,0 | 1,8 |
| Non | 128 720 | 25 335,2 | 98,2 | 59 613 | 12 485,3 | 98,3 | 69 107 | 12 849,8 | 98,1 |
| Manquants | 102 | 16,2 | 0,1 | 44 | 8,8 | 0,1 | 58 | 7,5 | 0,1 |
| Fumeur | | | | | | | | | |
| Oui | 35 844 | 6 677,9 | 25,9 | 17 823 | 3 562,6 | 28,0 | 18 021 | 3 115,2 | 23,8 |
| Non | 95 339 | 19 052,5 | 73,8 | 42 810 | 9 094,4 | 71,6 | 52 529 | 9 958,2 | 76,0 |
| Manquants | 352 | 71,3 | 0,3 | 216 | 48,4 | 0,4 | 136 | 22,9 | 0,2 |
| Souffrant d'embonpoint ou obèse | | | | | | | | | |
| Oui | 59 302 | 11 017,9 | 42,7 | 32 138 | 6 381,5 | 50,2 | 27 164 | 4 636,5 | 35,4 |
| Non | 66 691 | 13 676,4 | 53,0 | 28 105 | 6 213,4 | 48,9 | 38 586 | 7 463,0 | 57,0 |
| Manquants | 5 542 | 1 107,4 | 4,3 | 606 | 110,5 | 0,9 | 4 936 | 996,8 | 7,6 |
| buveur abusif | | | | | | | | | |
| Oui | 4 103 | 815,7 | 3,2 | 3 463 | 706,4 | 5,6 | 640 | 109,3 | 0,8 |
| Non | 125 472 | 24 617,6 | 95,4 | 56 147 | 11 759,6 | 92,6 | 69 325 | 12 858,1 | 98,2 |
| Manquants | 1 960 | 368,4 | 1,4 | 1 239 | 239,4 | 1,9 | 721 | 129,0 | 1,0 |
| Manquant d'activité physique | | | | | | | | | |
| Oui | 64 413 | 12 661,7 | 49,1 | 26 784 | 5 611,5 | 44,2 | 37 629 | 7 050,2 | 53,8 |
| Non | 58 645 | 11 000,2 | 42,6 | 28 214 | 5 685,8 | 44,8 | 30 431 | 5 314,3 | 40,6 |
| Manquants | 8 477 | 2 139,8 | 8,3 | 5 851 | 1 408,0 | 11,1 | 2 626 | 731,8 | 5,6 |
| Lieu d'origine | | | | | | | | | |
| Amérique du Nord (à l'exclusion du Canada) | 1 642 | 301,2 | 1,2 | 683 | 136,4 | 1,1 | 959 | 164,8 | 1,3 |
| Amérique du Sud ou centrale ou Antilles | 1 309 | 588,8 | 2,3 | 571 | 264,3 | 2,1 | 738 | 324,5 | 2,5 |
| Europe | 9 333 | 2 337,9 | 9,1 | 4 308 | 1 156,0 | 9,1 | 5 025 | 1 181,9 | 9,0 |
| Afrique | 746 | 289,2 | 1,1 | 383 | 163,7 | 1,3 | 363 | 125,5 | 1,0 |
| Asie ou Australie (y compris l'Océanie) | 4 711 | 1 960,7 | 7,6 | 2 265 | 989,9 | 7,8 | 2 446 | 970,8 | 7,4 |
| Canada | 112 954 | 20 144,9 | 78,1 | 52 223 | 9 907,0 | 78,0 | 60 731 | 10 237,9 | 78,2 |
| Manquants | 840 | 179,1 | 0,7 | 416 | 88,1 | 0,7 | 424 | 91,0 | 0,7 |

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

Tableau B

Rapports de cotes relatives à certains problèmes de santé, selon le sexe et la durée de résidence au Canada, immigrants membres de ménages âgés de 12 ans ou plus, Canada, 2000-2001

| Problèmes de santé selon les années écoulées depuis l'immigration | Tous les répondants | | | Hommes | | | Femmes | | |
|---|---|---------------------------------------|---------------------------------------|---|---------------------------------------|---------------------------------------|---|---------------------------------------|---------------------------------------|
| | Rapport de cotes non corrigé [†] | Rapport de cotes corrigé [‡] | Rapport de cotes corrigé [§] | Rapport de cotes non corrigé [†] | Rapport de cotes corrigé [‡] | Rapport de cotes corrigé [§] | Rapport de cotes non corrigé [†] | Rapport de cotes corrigé [‡] | Rapport de cotes corrigé [§] |
| Tous les problèmes de santé chroniques | | | | | | | | | |
| 0-4 ans | 0,17* | 0,42* | 0,45* | 0,18* | 0,42* | 0,42* | 0,15* | 0,45* | 0,49* |
| 5-9 ans | 0,21* | 0,50* | 0,54* | 0,24* | 0,59* | 0,60* | 0,17* | 0,43* | 0,49* |
| 10-14 ans | 0,29* | 0,71* | 0,78* | 0,28* | 0,77 | 0,79 | 0,28* | 0,67* | 0,76 |
| 15-19 ans | 0,34* | 0,70* | 0,76* | 0,34* | 0,74 | 0,75 | 0,33* | 0,68* | 0,76 |
| 20-29 ans | 0,52* | 0,92 | 0,98 | 0,51* | 0,95 | 0,95 | 0,53* | 0,91 | 0,99 |
| 30 ans et plus ^{††} | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Maladie cardiaque | | | | | | | | | |
| 0-9 ans | 0,15* | 0,91 | 1,07 | 0,10* | 0,65 | 0,70 | 0,21* | 1,24 | 1,63 |
| 10-19 ans | 0,19* | 0,61* | 0,72 | 0,11* | 0,42* | 0,46* | 0,29* | 0,84 | 1,12 |
| 20-29 ans | 0,35* | 0,84 | 0,99 | 0,39* | 1,07 | 1,18 | 0,30* | 0,65 | 0,82 |
| 30 ans et plus ^{††} | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Diabète | | | | | | | | | |
| 0-9 ans | 0,15* | 0,68 | 0,45* | 0,15* | 0,62 | 0,42* | 0,15* | 0,73 | 0,47 |
| 10-19 ans | 0,34* | 1,02 | 0,67 | 0,28* | 0,79 | 0,54 | 0,40* | 1,29 | 0,82 |
| 20-29 ans | 0,65* | 1,54* | 1,05 | 0,62* | 1,43 | 0,99 | 0,68* | 1,63 | 1,10 |
| 30 ans et plus ^{††} | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Hypertension | | | | | | | | | |
| 0-9 ans | 0,17* | 0,87 | 0,78 | 0,19* | 0,88 | 0,79 | 0,15* | 0,85 | 0,75 |
| 10-19 ans | 0,25* | 0,96 | 0,85 | 0,25* | 1,01 | 0,91 | 0,24* | 0,90 | 0,78 |
| 20-29 ans | 0,49* | 1,33* | 1,20 | 0,59* | 1,50* | 1,33 | 0,42* | 1,15 | 1,05 |
| 30 ans et plus ^{††} | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Cancer | | | | | | | | | |
| 0-9 ans | 0,12* | 0,40* | 0,43* | 0,17* | 0,74 | 0,94 | 0,06* | 0,20* | 0,17* |
| 10-19 ans | 0,20* | 0,47* | 0,53 | 0,24* | 0,89 | 1,21 | 0,15* | 0,19* | 0,18* |
| 20-29 ans | 0,19* | 0,37* | 0,42* | 0,06* | 0,14* | 0,18* | 0,33* | 0,57 | 0,54 |
| 30 ans et plus ^{††} | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |

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

† Rapports de cotes non corrigés.

‡ Rapports de cotes corrigés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité, du revenu du ménage, de l'usage du tabac, de la consommation abusive d'alcool, de l'embonpoint ou de l'obésité, du manque d'activité physique et de la consommation de fruits et de légumes.

§ Rapports de cotes corrigés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité, du revenu du ménage, de l'usage du tabac, de la consommation abusive d'alcool, de l'embonpoint ou de l'obésité, du manque d'activité physique, de la consommation de fruits et de légumes, et du lieu d'origine.

†† Catégorie de référence

* Sensiblement différents de la catégorie de référence ($p < 0,05$).

La santé mentale des immigrants au Canada

- Les immigrants présentent des taux de dépression et de dépendance à l'alcool inférieurs à ceux de la population née au Canada, et ceux qui sont arrivés au Canada récemment présentent les taux les plus faibles. Les immigrants de longue date déclarent les mêmes taux de dépression que les personnes nées au Canada.
- Les immigrants originaires d'Asie présentent les plus faibles taux de dépression, et ceux venus d'Afrique, les plus faibles taux de dépendance à l'alcool.
- Après rajustement pour la durée de résidence, l'âge, le sexe, l'état matrimonial, le revenu et le niveau de scolarité, tous les immigrants, sauf ceux qui sont arrivés il y a au moins 30 ans, affichent des taux de dépendance à l'alcool inférieurs à ceux de la population née au Canada. De même, le rajustement pour les facteurs sociaux n'a pas d'incidence sur les tendances de la dépression. Ces facteurs démographiques et socioéconomiques n'expliquent pas « l'effet de l'immigrant en bonne santé ».
- La connaissance de l'anglais ou du français, le statut professionnel et le sentiment d'appartenance ne sont pas liés aux faibles taux de dépression et de dépendance à l'alcool chez les immigrants.

Résumé

Objectifs

Dans le présent document, on compare les immigrants à la population née au Canada sur les plans de la dépression et de la dépendance à l'alcool. On cherche à établir si l'effet de l'immigrant en bonne santé observé pour l'état de santé vaut aussi pour la santé mentale. On tient également compte d'immigrants de plusieurs souches.

Source des données

Les données sont tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001, qui a permis de recueillir des renseignements sur l'état de santé et l'utilisation des services de santé auprès de plus de 131 000 répondants de 12 ans et plus dans l'ensemble des provinces et des territoires.

Techniques analytiques

On a comparé les taux de prévalence de la dépression et de la dépendance à l'alcool—rajustés en fonction de l'âge et du sexe des immigrants—à ceux des personnes nées au Canada. On a analysé la variation selon la durée de résidence au Canada et le pays d'origine. On a établi des modèles distincts de régression logistique à plusieurs variables pour la dépression et la dépendance à l'alcool, rajustés en fonction de l'âge, du sexe, de l'état matrimonial, du revenu et du niveau de scolarité. On a élaboré ces modèles de manière à tenir compte des barrières linguistiques, du statut professionnel et du sentiment d'appartenance.

Principaux résultats

Les immigrants présentent des taux de dépression et de dépendance à l'alcool inférieurs à ceux de la population née au Canada. Cet effet de l'immigrant en bonne santé s'observe davantage chez les immigrants récents et chez ceux qui sont originaires d'Afrique et d'Asie. Ces deux tendances sont liées, car les immigrants récents viennent habituellement d'Afrique et d'Asie, tandis que la majorité des immigrants de longue date sont d'origine européenne et présentent des taux de dépression semblables à ceux des Canadiens d'origine. Les plus faibles taux observés chez les immigrants ne sont pas attribuables à des variations démographiques ou socioéconomiques (âge, sexe, état matrimonial, revenu et niveau de scolarité) entre les immigrants et la population née au Canada. Après rajustement en fonction de tous ces facteurs, les immigrants récents présentent encore le plus faible risque de dépression et de dépendance à l'alcool. En outre, les barrières linguistiques, le taux de chômage plus élevé chez les immigrants et leur plus faible sentiment d'appartenance à la collectivité locale ne réduisent pas l'écart entre les immigrants et la population née au Canada.

Mots clés

dépression, période dépressive majeure, dépendance à l'alcool, santé mentale, immigrants, épidémiologie et santé communautaire.

Auteur

Jennifer Ali [(613) 951-4798, jennifer.ali@statcan.ca] travaille au sein de la Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Jennifer Ali

Selon le rapport de l'Organisation mondiale de la santé (OMS) publié en 2011, les troubles mentaux constituent un problème de santé de plus en plus répandu dans le monde et pourraient bien toucher plus de 25 % des personnes à un moment donné au cours de leur vie. Selon l'analyse de la charge de morbidité globale effectuée en 2000 par l'OMS, la dépression se classait au quatrième rang parmi celles qui rejaillissent sur la société; il était également question du lourd fardeau que représente la dépendance à l'alcool¹. Les tendances canadiennes reflètent ces tendances mondiales. En 1998-1999, environ 4 % des Canadiens ont déclaré avoir présenté, à une période donnée, des symptômes d'un état dépressif majeur au cours de l'année précédente². Les causes biologiques et génétiques exceptées, il semble que les facteurs sociaux et environnementaux jouent un rôle important dans la santé mentale. Il importe donc

Méthodologie

Source des données

Les données du présent document sont tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001. L'ESCC a servi à recueillir des renseignements sur divers aspects de la santé et de l'utilisation des services de santé auprès de plus de 131 000 Canadiens âgés de 12 ans et plus dans l'ensemble des provinces et des territoires. Comme les régions socio-sanitaires étaient libres d'utiliser le module de l'enquête concernant la dépression, les 1 180 répondants des deux régions ayant choisi de ne pas l'utiliser ont été exclus de l'analyse (voir ci-après). Les personnes qui n'ont pas répondu à l'une des questions utilisées dans l'analyse ont été exclues. La taille de l'échantillon analysé s'établissait à 92 379 Canadiens de 15 à 75 ans. Les répondants ne parlant ni anglais ni français ont été interviewés dans leur langue maternelle. Près de 5 % des immigrants ont donc été interviewés dans une autre langue que l'anglais ou le français. Parmi ceux-ci, 23 % vivaient au Canada depuis moins de 5 ans et 55 %, depuis moins de 10 ans.

Techniques analytiques

On a normalisé les taux de dépression et de dépendance à l'alcool en fonction de l'âge et du sexe. On a estimé les proportions de la population née au Canada et des immigrants ayant souffert de dépression et de dépendance à l'alcool, puis on les a ventilées selon la durée de résidence au Canada et le pays d'origine. On a mené des analyses de régression logistique à plusieurs variables pour établir le risque de vivre une période de dépression et de dépendance à l'alcool en tenant compte d'autres facteurs influant sur la dépression et la dépendance à l'alcool. Le modèle de base comprenait la durée de résidence au Canada, l'âge, le carré de l'âge, le sexe, l'état matrimonial, le revenu et le niveau de scolarité. On a complété ce modèle par trois autres modèles, ajoutant à chacun

un des trois facteurs suivants : la connaissance de l'une des langues officielles, le statut professionnel et le sentiment d'appartenance. Toutes les analyses ont été pondérées selon un coefficient de pondération normalisé.

Limites

On a décidé de supprimer les questions relatives à la dépression dans 2 régions socio-sanitaires sur 136. Les 1 180 répondants de ces deux régions socio-sanitaires ont donc été exclus de l'analyse. On ne connaissait pas les antécédents des répondants en matière de dépression. Par conséquent, il était impossible de repérer les répondants ayant déjà vécu une période dépressive avant l'année en cause. Une recherche antérieure semblait indiquer l'existence de certaines différences culturelles dans l'interprétation des questions concernant la santé mentale³. Il peut aussi exister des différences culturelles quant au consentement à déclarer des symptômes de dépression ou de dépendance à l'alcool³. On ignore l'ampleur de ces biais attribuables à la déclaration.

Comme il s'agissait d'une étude transversale, il était impossible d'analyser directement l'effet du processus d'immigration ou d'adaptation et d'intégration à la société canadienne sur la dépression ou la dépendance à l'alcool. La situation des immigrants de longue date ne permet pas nécessairement de prévoir le vécu des nouveaux arrivants au Canada. Pour réaliser ce type d'analyse, il faudrait disposer de données longitudinales. Une autre restriction tient à la possibilité d'une variabilité additionnelle selon la catégorie d'immigrant (réfugiés, requérants indépendants, investisseurs, réunification des familles, etc.) La santé mentale des immigrants peut aussi subir l'influence des modalités d'établissement et d'intégration au Canada, y compris du lieu d'établissement. Toutefois, les données de l'enquête ne permettent pas d'établir ces distinctions.

plus que jamais de distinguer les groupes à risque, ainsi que les groupes relativement en bonne santé qui peuvent servir de modèles, de sorte qu'on puisse réduire au minimum les problèmes de santé mentale.

On connaît relativement peu de choses sur la santé mentale des immigrants canadiens, bien qu'ils représentent environ 16 % de notre population et qu'ils constituent une partie importante des institutions sociales, économiques et culturelles du Canada. Il existe plusieurs raisons d'étudier la santé mentale des immigrants à titre de groupe distinct. Le Canada compte sur l'immigration pour combler ses besoins de main-d'œuvre. Comme les problèmes de santé mentale compromettent la productivité de la main-

d'oeuvre^{3, 4, 5}, il est utile de savoir si les immigrants sont comparables à la population d'origine canadienne à cet égard. Les immigrants font l'objet d'un dépistage systématique à la suite duquel on refuse l'entrée à ceux qui imposeraient une charge excessive au régime de soins de santé. Toutefois, ce dépistage exclut uniquement les cas les plus graves. On ne connaît pas la santé mentale des immigrants qui vivent au Canada. De plus, le vécu d'un immigrant au Canada peut influencer sa santé mentale. Il importe donc d'observer les immigrants pour isoler leur incidence possible sur le régime de soins de santé, de même que pour saisir la manière dont ils se tirent d'affaire lorsqu'ils vivent au Canada et pour comparer

La population immigrante du Canada

Les immigrants représentent environ 16 % de la population canadienne et ont des origines très différentes. Près de la moitié de la population immigrante vit au pays depuis plus de 20 ans¹⁰. Les pays d'origine des arrivants ont changé au fil du temps. Les immigrants arrivés avant 1971 venaient surtout d'Europe. Depuis, la proportion des immigrants d'origine européenne diminue, tandis que celle des immigrants venus d'Asie et d'autres pays non européens augmente régulièrement. Par exemple, entre 1981 et 1991, 48 % des immigrants étaient originaires d'Asie et du Moyen-Orient¹⁰. La mutation s'est poursuivie au cours des 10 dernières années en faveur d'une représentation accrue d'immigrants venus d'Asie, du Moyen-Orient et de l'Afrique. Entre 1991 et 1996, les 10 principaux lieux de naissance des immigrants étaient Hong Kong, la Chine, l'Inde, les Philippines, le Sri Lanka, la Pologne, Taïwan, le Vietnam, les États-Unis et le Royaume-Uni¹¹.

leur état de santé mentale à celui de la population née au pays.

Les recherches antérieures portant sur l'état de santé physique ont permis d'observer chez les immigrants vivant au Canada l'effet de l'immigrant en bonne santé. Selon un ensemble d'indicateurs liés à l'état de santé, les immigrants semblent être en meilleure santé que la population née au Canada et utilisent moins souvent les services de santé^{6, 7, 8}. Cet effet est attribuable en partie à la politique d'immigration du Canada, qui rejette les immigrants susceptibles d'imposer une charge au régime de soins de santé ou de présenter un danger pour la santé publique. Toutefois, les mêmes recherches portent à croire qu'à la longue, l'état de santé physique des immigrants et leur utilisation des services de santé ont tendance à se rapprocher de celle de la population née au Canada. Comme ces recherches portaient sur l'état de santé, il serait intéressant d'établir si l'effet de l'immigrant en bonne santé tient aussi en santé mentale.

La recherche sur la santé mentale porte à croire que les tendances de dépression et de dépendance à l'alcool diffèrent de celle de l'état de santé physique. Elle ne permet pas de supposer que les immigrants jouissent d'une meilleure santé mentale que la population née au Canada. Les problèmes de santé mentale sont plus répandus chez les personnes qui souffrent davantage de stress, ainsi que chez les groupes économiquement et socialement défavorisés.

Les immigrants peuvent donc éprouver des problèmes de santé mentale s'ils subissent un stress lié à leur vécu d'immigrant, s'ils se sentent marginalisés ou s'ils font l'objet de discrimination^{9, 12, 13}.

Jusqu'ici, la recherche sur la santé mentale au Canada a porté sur certains segments de la population immigrante, dont les réfugiés ou les immigrants récents venus d'Asie du Sud-Est. Une partie de la recherche, notamment celle qui portait sur les réfugiés récents, a révélé que le vécu des immigrants faisait augmenter les taux de dépression, de toxicomanie et d'autres troubles psychiatriques, du moins au cours de la période qui suivait l'immigration¹⁴. Toutefois, on connaît moins la santé mentale de l'ensemble des immigrants, les similitudes ou différences que présentent les diverses cohortes d'immigrants, de même qu'entre celles-ci et la population née au Canada.

Parallèlement, les immigrants constituent un groupe varié. La durée de résidence au Canada, le pays d'origine et la situation socioéconomique canadienne peuvent influencer tant sur l'état de santé physique que mentale des immigrants^{7, 9, 15}.

En outre, certains facteurs liés à la diversité des immigrants — âge, état matrimonial, revenu et niveau de scolarité — constituent des déterminants de santé mentale. L'inclusion de ces facteurs dans la présente étude de la santé mentale des immigrants permet de tenir compte d'une certaine variation au sein de la population immigrante.

Dans le présent document, on analyse la dépression et la dépendance à l'alcool et on compare la santé mentale de la population née au Canada avec celle des immigrants. On cherche à établir si l'effet de l'immigrant en bonne santé, observé pour l'état de santé physique, vaut également pour l'état de santé mentale, et si la durée de résidence au Canada, le lieu d'origine ou l'appartenance ethnique sont liés à la variation de la santé mentale des immigrants.

Les immigrants souffrent moins de dépression et de dépendance à l'alcool

Selon l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001, 7,9 % des Canadiens de 12 ans et plus ont déclaré des symptômes indiquant qu'ils avaient vécu au moins une période dépressive majeure au cours des 12 mois ayant précédé l'interview. Chez les personnes nées au Canada, le taux s'établissait à 8,3 %, tandis que chez les immigrants, il était significativement inférieur, soit de 6,2 % (tableau A).

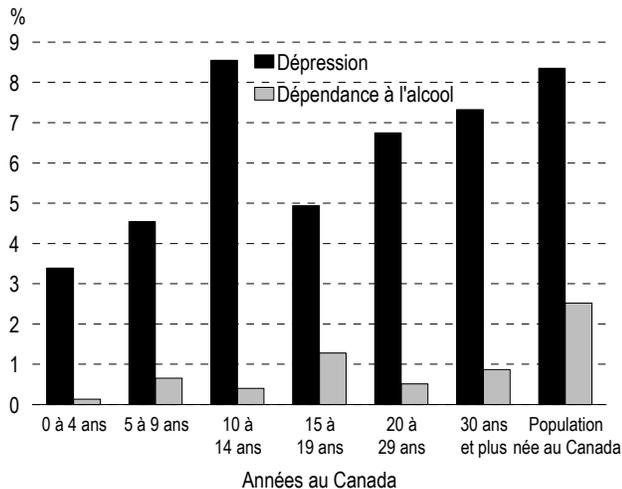
Les immigrants présentaient également des taux de dépendance à l'alcool inférieurs à ceux de la population née au Canada. Dans l'ensemble, 2,1 %

des Canadiens ont déclaré des symptômes liés à des problèmes de dépendance à l'alcool au cours des 12 mois ayant précédé l'interview. Environ 2,5 % de la population née au Canada contre seulement 0,5 % des immigrants ont déclaré ce genre de symptômes (tableau A).

Les immigrants récents présentent les plus faibles taux de dépression et de dépendance à l'alcool

Les immigrants arrivés au Canada depuis quelques années seulement présentaient les plus faibles taux de dépression et de dépendance à l'alcool (graphique 1). Ceux qui étaient arrivés depuis 10 à 14 ans ou depuis plus de 20 ans ne différaient pas significativement de la population née au Canada en ce qui concerne la dépression. Les immigrants de longue date ont déclaré des taux de dépendance à l'alcool légèrement supérieurs à ceux des immigrants récents (de 0 à 14 ans), mais, chez tous les immigrants, le taux de dépendance à l'alcool était significativement inférieur à celui de la population née au Canada, à l'exception des immigrants vivant au Canada depuis au moins 30 ans.

Graphique 1
Dépression et dépendance à l'alcool, selon la durée de résidence au Canada



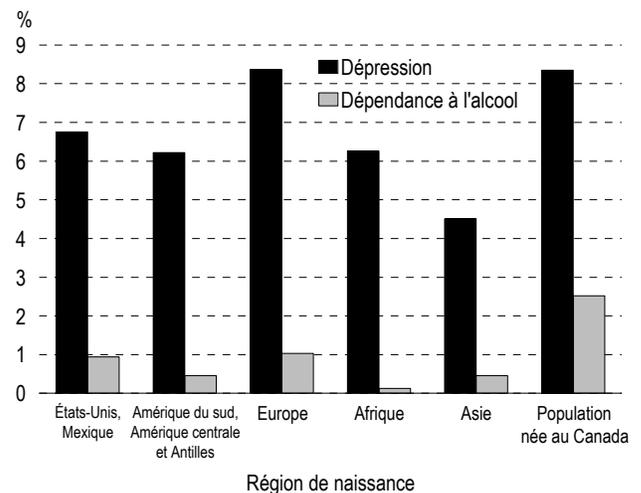
Source des données : Enquête sur la santé des collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001
Nota : Les taux sont rajustés en fonction de l'âge, du sexe et de la population née au Canada.

Les immigrants venus d'Asie et d'Afrique éprouvent moins de problèmes de dépression et de dépendance à l'alcool

Les immigrants originaires d'Asie ont déclaré beaucoup moins de périodes dépressives dans les 12 mois précédant l'étude que ceux qui venaient de toute autre région (graphique 2). De plus, le taux d'immigrants venus d'Afrique, d'Amérique du Sud, d'Amérique centrale et des Antilles était très inférieur à la moyenne de la population née au Canada. Les immigrants ont déclaré un taux de dépendance à l'alcool inférieur à celui de la population née au Canada, quel que soit leur pays d'origine. Les arrivants africains ont déclaré le plus faible taux de dépendance à l'alcool.

La région de naissance était liée à la durée de résidence au Canada, car les pays d'origine des immigrants ont changé au fil du temps. L'Asie était le lieu de naissance d'environ 56 % des immigrants vivant au Canada depuis moins de 10 ans, tandis que l'Europe était celui de la majorité des immigrants (77 %) qui y vivaient depuis plus de 30 ans. De même, la plupart des immigrants européens (59 %) habitaient au Canada depuis plus de 30 ans.

Graphique 2
Dépression et dépendance à l'alcool, selon la région de naissance



Source des données : Enquête sur la santé des collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001
Nota : Les nombres étant infimes, on a exclu l'Océanie. Les taux sont rajustés en fonction de l'âge, du sexe et de la population née au Canada.

Les caractéristiques démographiques et socioéconomiques n'ont pas d'incidence sur les modèles de dépression et de dépendance à l'alcool

La population immigrante du Canada est très variable, non seulement sur le plan de la durée de résidence et de la région de naissance, mais aussi à l'égard d'autres facteurs liés à la santé mentale. On a montré que les caractéristiques sociales suivantes influencent la santé mentale : l'âge, le sexe, l'état matrimonial, le revenu et le niveau de scolarité¹⁶. Les faibles taux de dépression et de dépendance à l'alcool déclarés par les immigrants pourraient donc refléter des différences chez les immigrants en fonction de ces autres facteurs sociaux. Pour étudier cette possibilité, on a mené une analyse de régression logistique à plusieurs variables en tenant compte de la durée de résidence au Canada, de l'âge, du sexe, de l'état matrimonial, du revenu et du niveau de scolarité. Le tableau 1 présente les rapports de cotes selon la durée de résidence au Canada, lesquels révèlent si les différentes cohortes d'immigrants sont comparables à la population née au Canada lorsqu'on tient compte d'autres facteurs.

Par rapport à la population née au Canada, le risque d'avoir vécu une période dépressive au cours de l'année précédente était inférieur dans les cohortes d'immigrants récents, mais non dans les cohortes d'immigrants de longue date, à l'exception de ceux

Tableau 1
Rapports de cotes d'une période dépressive et de dépendance à l'alcool selon la durée de résidence au Canada rajustés en fonction de l'âge, du sexe, de l'état matrimonial, du revenu et du niveau de scolarité, population canadienne de 15 à 75 ans, 2000-2001

| Durée de résidence | Dépression | | Dépendance à l'alcool | |
|---|------------------|--------------------------------|-----------------------|--------------------------------|
| | Rapport de cotes | Intervalle de confiance à 95 % | Rapport de cotes | Intervalle de confiance à 95 % |
| Population née au Canada (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| 0 à 4 ans | 0,33* | 0,26 - 0,41 | 0,05* | 0,02 - 0,12 |
| 5 à 9 ans | 0,45* | 0,37 - 0,54 | 0,27* | 0,17 - 0,41 |
| 10 à 14 ans | 0,90 | 0,78 - 1,03 | 0,15* | 0,09 - 0,26 |
| 15 à 19 ans | 0,55* | 0,43 - 0,69 | 0,42* | 0,25 - 0,70 |
| 20 à 29 ans | 0,90 | 0,79 - 1,03 | 0,33* | 0,21 - 0,52 |
| 30 ans et plus | 1,15 | 1,02 - 1,28 | 0,74 | 0,50 - 1,09 |

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

Nota : Les variables comprises dans le modèle mais non présentées ici sont l'âge, le carré de l'âge, le sexe, l'état matrimonial (marié, marié antérieurement, jamais marié), le revenu et le niveau de scolarité. Les rapports de cotes pour toutes les variables sont présentés dans le tableau B.

* $p < 0,01$.

qui étaient arrivés depuis 15 à 19 ans. En ce qui concerne la dépendance à l'alcool, tous les immigrants présentaient un risque significativement inférieur, sauf ceux qui résidaient au Canada depuis au moins 30 ans. Compte tenu de tous les autres facteurs, ces immigrants de longue date ont déclaré une dépendance à l'alcool semblable à celle de la population née au Canada. Dans le graphique 1, on observe encore la tendance selon laquelle les immigrants récents affichaient les plus faibles taux de dépression et de dépendance à l'alcool, cet avantage

Définitions

On a évalué la fréquence des périodes dépressives majeures au cours des 12 mois antérieurs. On entend par *dépression* un abattement ou un manque d'intérêt généralisé (ou les deux), liés à d'autres symptômes, qui dure au moins deux semaines. Les symptômes comprennent une perturbation de l'appétit ou du sommeil, une baisse d'énergie, de la difficulté à se concentrer, un sentiment d'inutilité, des pensées suicidaires ou une combinaison de ces symptômes. La prévalence de la dépression est le pourcentage estimatif de la population ayant vécu une période dépressive au cours de l'année qui a précédé l'interview. À partir de ces renseignements, on a estimé la probabilité qu'une période dépressive se soit produite. Pour les besoins de l'analyse, on considérait qu'un répondant avait vécu une période dépressive s'il présentait une probabilité de 0,90 et plus (cinq symptômes et plus)¹⁷.

On a également évalué la fréquence de la *dépendance à l'alcool* au cours des 12 mois antérieurs. On considérait qu'un répondant avait souffert de dépendance à l'alcool si la probabilité estimative de la dépendance s'établissait à 0,85 et plus, ce qui signifie que le répondant a déclaré au moins trois des symptômes suivants : ivresse ou gueule de bois au travail, à l'école ou en s'occupant des enfants, comportement à risque sous l'effet de l'ivresse ou de la gueule de bois, problèmes psychologiques liés à la consommation d'alcool, envie persistante de boire de l'alcool, consommation excessive ou chronique, ou tolérance accrue à l'alcool¹⁷.

On entend par *immigrant* une personne née hors Canada sans être citoyen canadien, y compris les immigrants reçus, les réfugiés, les résidents non permanents et les citoyens naturalisés canadiens.

On entend par *population née au Canada* tous ceux qui sont citoyens canadiens de naissance, la plupart étant nés au Canada, sauf un petit nombre de personnes nées de parents canadiens vivant à l'étranger.

étant inversement proportionnel à la durée de résidence au Canada. Chez les immigrants récents (arrivés depuis 0 à 4 ans) et ceux qui vivaient au Canada depuis 5 à 9 ans, le risque d'avoir vécu une période dépressive équivalait à moins de la moitié de celui de la population née au Canada. L'avantage des immigrants était plus prononcé en ce qui touchait la dépendance à l'alcool. À l'exception des immigrants qui vivaient au Canada depuis plus de 30 ans, le risque de dépendance à l'alcool dans toutes les cohortes était de loin inférieur à celui des personnes nées au Canada. Chez les immigrants récents (arrivés depuis 0 à 4 ans), le risque de dépendance à l'alcool était de 95 % inférieur à celui de la population née au Canada. Le risque augmentait avec la durée de résidence au Canada, mais même les immigrants vivant au pays depuis 20 à 29 ans couraient un risque équivalant au tiers seulement de celui des personnes nées au Canada.

Les barrières linguistiques n'ont pas d'incidence sur l'avantage des immigrants

Les immigrants qui ne parlent ni anglais ni français peuvent souffrir d'isolement au sein de la société canadienne, ce qui pourrait accroître les taux de dépression et de dépendance à l'alcool. Pour étudier cette possibilité, on a ajouté au modèle du tableau 1 une variable permettant d'évaluer la capacité ou la non-capacité du répondant à converser dans l'une des langues officielles. Un peu plus de 7 % des immigrants et moins de 1 % des personnes nées au Canada ont déclaré ne parler ni anglais ni français. Les résultats (tableau C) révèlent que l'incapacité de parler l'une des langues officielles n'accroissait pas le risque de dépression ou de dépendance à l'alcool chez les immigrants. En fait, compte tenu des caractéristiques sociales, les répondants qui ne parlaient ni anglais ni français ont déclaré les mêmes taux de dépression et de dépendance à l'alcool que ceux qui pouvaient s'exprimer dans une de ces langues.

Le statut professionnel n'a pas d'incidence sur l'avantage des immigrants

Le statut professionnel constitue un autre facteur qui pourrait expliquer les différences entre les immigrants et la population née au Canada. L'inclusion du statut professionnel dans le modèle du tableau 1 n'a rien changé au risque de dépression ou de dépendance à l'alcool des immigrants par rapport à celui de la population née au Canada (tableau D). Même si les immigrants étaient proportionnellement moins

nombreux à avoir occupé un emploi au cours de la semaine précédant l'interview (tableau A) et que le fait d'être occupé soit lié à un risque inférieur de dépression (tableau D), le risque de dépression restait à peu près le même lorsqu'on faisait abstraction du statut professionnel dans chaque cohorte (définie selon la durée de résidence au Canada). Le fait d'occuper un emploi n'était donc pas lié à la dépendance à l'alcool.

Le sentiment d'appartenance n'a pas d'incidence sur l'avantage des immigrants

Le sentiment d'appartenance à la collectivité locale déclaré par les immigrants était significativement inférieur à celui de la population née au Canada (tableau A). Peut-être les immigrants ayant un faible sentiment d'appartenance à la collectivité locale courent-ils un plus grand risque d'éprouver des problèmes de santé mentale. Lorsqu'on a ajouté le sentiment d'appartenance au modèle du tableau 1, on a établi que ce facteur était lié à un risque inférieur de dépression et de dépendance à l'alcool (tableau E). Toutefois, l'ajout du sentiment d'appartenance au modèle n'a rien changé au faible risque de dépression et de dépendance à l'alcool dont jouissent les immigrants.

Conclusion

Dans l'ensemble, les immigrants présentent des taux de dépression et de dépendance à l'alcool inférieurs à ceux de la population née au Canada. Chez les immigrants, la durée de résidence au Canada est liée à ces deux aspects de la santé mentale. L'écart entre les immigrants et la population née au Canada est plus grand chez les immigrants récents que chez les cohortes arrivées auparavant, les immigrants récents ayant déclaré un taux de dépression et de dépendance à l'alcool inférieur à celui des immigrants de longue date. Les immigrants vivant au Canada depuis plus de 10 à 14 ans et depuis plus de 20 ans affichent le même taux de dépression que celui de la population née au Canada.

Pour tenir compte de la diversité des immigrants, on a analysé un certain nombre de facteurs liés à la santé mentale et susceptibles de donner lieu à des différences entre les immigrants. Il existe bien une variation de la santé mentale chez les immigrants, mais elle affiche des tendances inattendues. Les immigrants qui ont déclaré le moins de problèmes de santé mentale ne viennent pas de pays économiquement ou culturellement semblables au Canada. À l'instar des immigrants non européens, les

constatations ne confirment donc pas la notion selon laquelle les immigrants récents aux prises avec un processus d'adaptation culturelle risquent davantage d'éprouver des problèmes de santé mentale. De fait, les immigrants originaires d'Asie et d'Afrique en ont déclaré moins que les Européens.

Cette tendance peut refléter un effet de sélection selon lequel les immigrants originaires de pays non européens représentent la tranche la plus scolarisée et la plus riche de leur société. Les disparités régionales peuvent aussi refléter des différences culturelles ou religieuses. Par exemple, il est possible que les immigrants africains et asiatiques soient proportionnellement plus nombreux à pratiquer une religion qui interdit l'alcool, telle que l'Islam. Aussi, on peut s'attendre à observer un faible taux de dépendance à l'alcool, du moins dans la mesure où ces pratiquants se conforment à ces interdits religieux.

Les faibles taux de dépression et de dépendance à l'alcool chez les immigrants se vérifient même lorsqu'on tient compte de facteurs démographiques et socioéconomiques. Ainsi, l'effet de l'immigrant en bonne santé ne reflète pas simplement des différences à l'égard du revenu et du niveau de scolarité. En outre, ces tendances se vérifient lorsqu'on tient compte de la capacité de converser dans l'une des langues officielles, du statut professionnel et du sentiment d'appartenance à la collectivité locale.

Certaines différences culturelles liées à la disposition de déclarer des symptômes de dépression ou de dépendance à l'alcool pourraient expliquer, du moins en partie, les faibles taux déclarés par les immigrants. De même, bien que les répondants qui ne comprenaient ni l'anglais ni le français aient été

interviewés dans leur langue maternelle, il est possible qu'ils aient mal compris ou mal interprété les questions, ce qui pourrait avoir influé sur les réponses. Toutefois, étant donné l'ampleur des différences entre les immigrants et la population née au Canada, il est peu probable que ces facteurs suffisent à expliquer les résultats observés.

Ces résultats concordent avec les constatations antérieures liées à l'état de santé, lesquels ont montré que les immigrants vivant au Canada sont en meilleure santé physique que la population née au pays. Dans la présente analyse, on a observé le même effet de l'immigrant en bonne santé pour ce qui est de la santé mentale et, dans l'ensemble, les immigrants ont déclaré moins de troubles mentaux que la population née au Canada. Ainsi, les constats ne sont pas conformes à certaines notions énoncées dans les écrits sur la santé mentale, selon lesquelles les immigrants constituent une population vulnérable qui risque de présenter des taux élevés de dépression et de dépendance à l'alcool¹⁸. Cette divergence peut tenir au fait que ces écrits ont généralement porté sur des sous-ensembles précis de personnes (par exemple, les réfugiés) qui sont plus susceptibles de présenter un taux élevé de dépression. S'il existe des sous-groupes vulnérables chez les immigrants, il semble cependant que la plupart, notamment les plus récents, éprouvent moins de problèmes de santé mentale que la population née au Canada. Cette tendance reflète-t-elle une plus grande résistance ou une différence de la façon dont les immigrants composent avec le stress et l'adversité? Voilà une question qui pourrait faire l'objet d'une recherche future.

Références

1. Organisation mondiale de la santé, *The World Health Report 2001. Mental Health: New Understanding, New Hope*, Genève, 2001.
2. Statistique Canada, « Stress et bien-être », *Rapports sur la santé*, 12(3), 2001, p. 23-36 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. S. Noh, M. Speechley, V. Kaspar *et al.*, « Depression in Korean immigrants in Canada: I. Method of the study and prevalence of depression », *Journal of Nervous and Mental Disease*, 180, 1992, p. 573-577.
4. E. Tanouye, « Mental illness: a rising workplace cost », *Wall Street Journal – Eastern Edition*, 237(115) : B1, le 13 juin 2001.
5. S. Stansfeld, A. Feeney, J. Head J *et al.*, « Sickness absence for psychiatric illness: the Whitehall II Study », *Social Science and Medicine*, 40, 1995, p. 189-197.
6. S. Hood, « The depression era: combating the rising cost of mental illness in the Canadian workplace », *HR Professional*, 18(6), 2001/2002, p. 34.
7. J. Chen, E. Ng et R. Wilkins, « La santé des immigrants au Canada en 1994-1995 », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 37-50 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
8. J. Chen, R. Wilkins et E. Ng, « Espérance de santé selon le statut d'immigrant, 1986 et 1991 », *Rapports sur la santé*, 8(3), 1996, p. 31-41 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
9. J.R. Dunn, I. Dyck, « Social determinants of health in Canada's immigrant population: Results from the National Population Health Survey », *Social Science and Medicine*, 51, 2000, p. 1573-1593.
10. J. Badets et T.W.L. Chui, « Évolution de la population immigrante au Canada », 1997 (Statistique Canada, n° 96-311F au catalogue).
11. Statistique Canada, *Les 10 principaux lieux de naissance pour la population immigrante totale, la population immigrante arrivée avant 1961 et les nouveaux immigrants pour le Canada, recensement de 1996 - Données-échantillon (20 %)*, disponible à http://www.statcan.ca/francais/census96/nov4/table1_f.htm, site consulté le 24 juillet 2002.
12. L.C. Matuk, « Health status of newcomers », *Canadian Journal of Public Health*, 87, 1996, p. 152-157.
13. S. Noh, M. Beiser, V. Kaspar *et al.*, « Perceived racial discrimination, depression, and coping: a study of Southeast Asian refugees in Canada », *Journal of Health and Social Behavior*, 40, 1999, p. 193-207.
14. M. Beiser, R. Dion, A. Gotowiec *et al.*, « Immigrant and refugee children in Canada », *Canadian Journal of Psychiatry*, 40, 1995, p. 67-72.
15. M.G. Marmot, « Stress, social and cultural variations in heart disease », *Journal of Psychosomatic Research*, 27, 1983, p. 377-384.
16. R.J. Turner, D.A. Lloyd, « The stress process and the social distribution of depression », *Journal of Health and Social Behavior*, 40, 1999, p. 374-404.
17. R.C. Kessler, K.A. McGonagle, S. Zhao *et al.*, « Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States: Results from the National Comorbidity Survey », *Archives of General Psychiatry*, 51, 1994, p. 8-19.
18. M. Beiser et R.G. Edwards, « Mental health of immigrants and refugees », *New Directions for Mental Health Services*, 61, 1994, p. 73-86.
19. American Psychiatric Association, *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*, 3rd rev. ed. Washington, D.C., American Psychiatric Association, 1987.

Annexe

Tableau A
Répartition de certaines caractéristiques selon le statut de résidence, population à domicile de 15 à 75 ans, Canada, 2000-2001

| | Ensemble des répondants | | Population née au Canada | | Immigrants | |
|--|-------------------------|----------------|--------------------------|----------------|-------------------------|----------------|
| | Taille de l'échantillon | % | Taille de l'échantillon | % | Taille de l'échantillon | % |
| Dépression | | | | | | |
| Aucune dépression | 85 064 | 92,08 | 67 607 | 91,65 | 17 457 | 93,80 |
| Cas de dépression | 7 315 | 7,92 | 6 161 | 8,35 | 1 153 | 6,20 |
| Dépendance à l'alcool | | | | | | |
| Aucune dépendance | 90 421 | 97,88 | 71 912 | 97,48 | 18 509 | 99,45 |
| Cas de dépendance | 1 958 | 2,12 | 1 857 | 2,52 | 101 | 0,55 |
| Statut de résidence | | | | | | |
| Population née au Canada | 73 769 | 79,85 | | | | |
| Immigrants | 18 610 | 20,15 | | | | |
| Durée de résidence au Canada | | | | | | |
| 0 à 4 ans | | | | | 2 498 | 13,42 |
| 5 à 9 ans | | | | | 2 598 | 13,96 |
| 10 à 14 ans | | | | | 2 687 | 14,44 |
| 15 à 19 ans | | | | | 1 482 | 7,97 |
| 20 à 29 ans | | | | | 3 454 | 18,56 |
| 30 ans et plus | | | | | 5 891 | 31,66 |
| Groupe d'âge | | | | | | |
| 15 à 24 ans | 14 757 | 15,97 | 13 052 | 17,69 | 1 705 | 9,16 |
| 25 à 44 ans | 39 076 | 42,30 | 31 223 | 42,33 | 7 853 | 42,20 |
| 45 à 64 ans | 29 574 | 32,01 | 22 770 | 30,87 | 6 804 | 36,56 |
| 65 ans et plus | 8 972 | 9,71 | 6 724 | 9,11 | 2 248 | 12,08 |
| Région de naissance | | | | | | |
| États-Unis, Mexique | | | | | 952 | 5,12 |
| Amérique du Sud, Amérique centrale ou Antilles | | | | | 2 273 | 12,22 |
| Europe | | | | | 7 749 | 41,64 |
| Afrique | | | | | 1 139 | 6,12 |
| Asie | | | | | 6 314 | 33,93 |
| Océanie | | | | | 181 | 0,97 |
| Sexe | | | | | | |
| Masculin | 44 403 | 48,07 | 35 248 | 47,78 | 9 154 | 49,19 |
| Féminin | 47 977 | 51,93 | 38 521 | 52,22 | 9 456 | 50,81 |
| État matrimonial | | | | | | |
| Marié† | 58 422 | 63,24 | 45 351 | 61,48 | 13 071 | 70,23 |
| Marié antérieurement | 10 409 | 11,27 | 8 267 | 11,21 | 2 142 | 11,51 |
| Jamais marié | 23 548 | 25,49 | 20 150 | 27,32 | 3 398 | 18,26 |
| Niveau de scolarité | | | | | | |
| Études secondaires partielles | 21 455 | 23,23 | 17 855 | 24,20 | 3 600 | 19,35 |
| Diplôme d'études secondaires | 18 054 | 19,54 | 14 402 | 19,52 | 3 652 | 19,62 |
| Études postsecondaires partielles | 8 024 | 8,69 | 6 715 | 9,10 | 1 309 | 7,03 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 44 846 | 48,55 | 34 796 | 47,17 | 10 049 | 54,00 |
| Revenu du ménage | | | | | | |
| Faible | 3 511 | 3,80 | 2 623 | 3,56 | 888 | 4,77 |
| Intermédiaire, tranche inférieure | 6 526 | 7,06 | 4 846 | 6,57 | 1 680 | 9,03 |
| Intermédiaire | 19 467 | 21,07 | 14 813 | 20,08 | 4 654 | 25,01 |
| Intermédiaire, tranche supérieure | 33 509 | 36,27 | 27 212 | 36,89 | 6 297 | 33,83 |
| Élevé | 29 365 | 31,79 | 24 274 | 32,90 | 5 092 | 27,36 |
| Statut professionnel (semaine précédente) | | | | | | |
| Salarié ou employé, employé s'étant absenté | 63 653 | 68,90 | 51 491 | 69,80 | 12 161 | 65,35 |
| Sans emploi, incapacité de travailler | 28 726 | 31,10 | 22 278 | 30,20 | 6 449 | 34,65 |
| Sentiment d'appartenance à la collectivité locale | 92 379 | Moyenne = 2,58 | 73 769 | Moyenne = 2,59 | 18 610 | Moyenne = 2,55 |
| Connaissance des langues officielles — conversation | | | | | | |
| Parle anglais, français ou les deux | 90 643 | 98,12 | 73 364 | 99,45 | 17 279 | 92,85 |
| Ne parle ni anglais ni français | 1 736 | 1,88 | 405 | 0,55 | 1 331 | 7,15 |
| TOTAL | 92 379 | | 73 769 | | 18 610 | |

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

Nota : Données pondérées selon des coefficients de pondération normalisés, dont le total correspond à la taille de l'échantillon.

† Comprend les conjoints de fait.

Définitions:

Dépression (variable dépendante) : La mesure de la dépression utilisée pour l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) est la même que celle dont on s'est servi pour l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). On évalue la fréquence des troubles dépressifs majeurs au cours des 12 derniers mois à l'aide du formulaire abrégé du Composite International Diagnostic Interview (CIDI). Ces questions portent sur un ensemble de symptômes de troubles dépressifs, dont la liste figure dans le manuel de diagnostic psychiatrique de l'American Psychiatric Association (DSM-III-R¹⁹). Les résultats sont convertis en estimations de la probabilité d'un diagnostic, qui servent de base pour créer une variable fictive de cas probables. On considère qu'une probabilité de 90 % et plus (cinq symptômes et plus) correspond à un état dépressif probable.

Dépendance à l'alcool (variable dépendante) : On utilise la même mesure de dépendance à l'alcool (au cours de l'année écoulée) pour l'ESCC que pour l'ENSP. Quant à la dépression, on l'évalue à l'aide du formulaire abrégé du CIDI, inspiré du DSM-III-R¹⁹. On considère qu'une probabilité de 85 % et plus (trois symptômes et plus) correspond à une dépendance à l'alcool probable.

Immigrant : Personne née à l'extérieur du Canada, y compris les immigrants reçus, les réfugiés, les résidents non permanents et les citoyens naturalisés canadiens.

Population née au Canada : Tous ceux qui sont citoyens canadiens de naissance, la plupart étant nés au Canada, sauf un petit nombre de personnes nées de parents canadiens vivant à l'étranger.

Durée de résidence : Nombre d'années de résidence au pays depuis que l'immigrant s'est établi au Canada. On suppose que l'immigrant y réside en permanence depuis l'année où il s'y est établi. Cette donnée est exprimée sous forme de variables fictives, soit de 0 à 4 ans, 5 à 9 ans, 10 à 14 ans, 15 à 19 ans, 20 à 29 ans, 30 ans et plus. Dans les analyses de régression, le groupe de référence est la population née au Canada.

Région de naissance : Canada, autres pays nord-américains, Amérique du Sud, Amérique centrale, Antilles, Europe, Afrique, Asie, Océanie (l'Océanie est exclue des résultats, les nombres étant infimes).

Données de contrôle

État matrimonial : Marié, conjoint de fait; veuf, séparé, divorcé; célibataire; jamais marié.

Revenu du ménage : Revenu du ménage avant impôt, rajusté en fonction de la taille de la famille. Faible : 1 à 4 personnes — moins de 10 000 \$; 5 personnes et plus, moins de 15 000 \$. Intermédiaire, tranche inférieure : 1 ou 2 personnes, 10 000 \$ à 14 999 \$; 3 ou 4 personnes, 10 000 \$ à 19 999 \$; 5 personnes et plus, 15 000 \$ à 29 999 \$. Intermédiaire : 1 ou 2 personnes, 15 000 \$ à 29 999 \$; 3 ou 4 personnes, 20 000 \$ à 39 999 \$; 5 personnes et plus, 30 000 \$ à 59 999 \$. Intermédiaire, tranche supérieure : 1 ou 2 personnes, 30 000 \$ à 59 999 \$; 3 ou 4 personnes, 40 000 \$ à 79 999 \$; 5 personnes et plus, 60 000 \$ à 79 999 \$. Élevé : 1 ou 2 personnes, 60 000 \$ et plus, 3 personnes et plus, 80 000 \$ et plus.

Niveau de scolarité : Plus haut niveau de scolarité atteint. Études secondaires partielles, diplôme d'études secondaires (sans études postsecondaires), études postsecondaires partielles, diplôme d'études postsecondaires.

Sexe : Masculin, féminin.

Âge : Variable nominale (15 à 24 ans, 25 à 44 ans, 45 à 64 ans, 65 ans et plus) utilisée pour rajuster la prévalence de la dépression et de la dépendance à l'alcool en fonction de l'âge et du sexe; variable continue utilisée pour la régression logistique conjuguée au carré de l'âge.

Statut professionnel : Situation par rapport à l'emploi au cours de la semaine précédant l'interview. Salarié ou employé, employé s'étant absenté; sans emploi, incapacité de travailler.

Langue de conversation : Langues dans lesquelles le répondant est capable de converser.

Sentiment d'appartenance : Réponse à la question : « Diriez-vous que votre sentiment d'appartenance à votre collectivité locale est... » Les réponses sont codées à l'inverse, de sorte que 1 = très faible, 2 = plutôt faible, 3 = plutôt fort, 4 = très fort.

Tableau B
Modèle détaillé des données du tableau 1 : Rapports de cotes d'une période dépressive et de dépendance à l'alcool selon certaines caractéristiques, population à domicile de 15 à 75 ans, Canada, 2000-2001

| | Dépression | | Dépendance à l'alcool | |
|--|------------------|---------------------------------|-----------------------|---------------------------------|
| | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 95 % | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 95 % |
| Durée de résidence au Canada | | | | |
| Population née au Canada (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| 0 à 4 ans | 0,33* | 0,26 - 0,41 | 0,05* | 0,02 - 0,12 |
| 5 à 9 ans | 0,45* | 0,37 - 0,54 | 0,27* | 0,17 - 0,41 |
| 10 à 14 ans | 1,00 | 0,78 - 1,03 | 0,15* | 0,09 - 0,26 |
| 15 à 19 ans | 1,00* | 0,43 - 0,69 | 0,42* | 0,25 - 0,70 |
| 20 à 29 ans | 0,90 | 0,79 - 1,03 | 0,33* | 0,21 - 0,52 |
| 30 ans et plus | 1,15 | 1,02 - 1,28 | 0,74 | 0,50 - 1,09 |
| Âge | | | | |
| Âge2 | 1,00* | 1,09 - 1,11 | 1,09* | 1,06 - 1,12 |
| Âge2 | 1,00* | 1,00 - 1,00 | 1,00* | 1,00 - 1,00 |
| Sexe | | | | |
| Féminin (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| Masculin | 0,53* | 0,50 - 0,55 | 2,92* | 2,63 - 3,23 |
| État matrimonial | | | | |
| Marié (base de référence)† | 1,00 | | 1,00 | |
| Marié antérieurement | 2,21* | 2,06 - 2,38 | 3,30* | 2,78 - 3,93 |
| Jamais marié | 1,66* | 1,55 - 1,77 | 2,91* | 2,55 - 3,31 |
| Revenu du ménage | | | | |
| Faible | 2,00* | 2,05 - 2,55 | 1,79* | 1,47 - 2,18 |
| Intermédiaire, tranche inférieure | 2,00* | 1,76 - 2,12 | 1,48* | 1,24 - 1,76 |
| Intermédiaire | 1,47* | 1,37 - 1,58 | 1,01 | 0,88 - 1,15 |
| Intermédiaire, tranche supérieure | 1,21* | 1,14 - 1,30 | 0,88 | 0,78 - 1,00 |
| Élevé (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| Niveau de scolarité | | | | |
| Études secondaires partielles | 1,25* | 1,17 - 1,34 | 1,17 | 1,02 - 1,34 |
| Diplôme d'études secondaires | 1,08 | 1,01 - 1,16 | 1,32* | 1,16 - 1,50 |
| Études postsecondaires partielles | 1,21* | 1,11 - 1,31 | 1,97* | 1,71 - 2,26 |
| Diplôme d'études postsecondaires (base de référence) | 1,00 | | | |
| -2 log L | 48 365 | | 16 045 | |

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

Nota : † Comprend les conjoints de fait
* p < 0,01.

Tableau C
Modèle détaillé des données du tableau 1 : Rapports de cotes d'une période dépressive et de dépendance à l'alcool selon certaines caractéristiques et la connaissance d'une langue officielle, population à domicile de 15 à 75 ans, Canada, 2000-2001

| | Dépression | | Dépendance à l'alcool | |
|--|------------------|---------------------------------|-----------------------|---------------------------------|
| | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 95 % | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 95 % |
| Durée de résidence au Canada | | | | |
| Population née au Canada (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| 0 à 4 ans | 0,34* | 0,27 - 0,42 | 0,05* | 0,02 - 0,12 |
| 5 à 9 ans | 0,46* | 0,38 - 0,56 | 0,27* | 0,18 - 0,42 |
| 10 à 14 ans | 0,92 | 0,80 - 1,06 | 0,15* | 0,09 - 0,27 |
| 15 à 19 ans | 0,56* | 0,44 - 0,70 | 0,42* | 0,25 - 0,71 |
| 20 à 29 ans | 0,91 | 0,80 - 1,04 | 0,33* | 0,21 - 0,52 |
| 30 ans et plus | 1,15 | 1,03 - 1,29 | 0,74 | 0,50 - 1,09 |
| Âge | | | | |
| Âge2 | 1,10* | 1,09 - 1,11 | 1,09* | 1,06 - 1,12 |
| Âge2 | 1,00* | 1,00 - 1,00 | 1,00* | 1,00 - 1,00 |
| Sexe | | | | |
| Féminin (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| Masculin | 0,53* | 0,50 - 0,55 | 2,92* | 2,63 - 3,23 |
| État matrimonial | | | | |
| Marié (base de référence)† | 1,00 | | 1,00 | |
| Marié antérieurement | 2,21* | 2,06 - 2,37 | 3,30* | 2,77 - 3,93 |
| Jamais marié | 1,65* | 1,55 - 1,77 | 2,90* | 2,55 - 3,30 |
| Revenu du ménage | | | | |
| Faible | 2,29* | 2,05 - 2,56 | 1,80* | 1,47 - 2,19 |
| Intermédiaire, tranche inférieure | 1,93* | 1,76 - 2,12 | 1,48* | 1,24 - 1,76 |
| Intermédiaire | 1,47* | 1,37 - 1,58 | 1,01 | 0,88 - 1,15 |
| Intermédiaire, tranche supérieure | 1,22* | 1,14 - 1,30 | 0,88 | 0,79 - 0,99 |
| Élevé (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| Niveau de scolarité | | | | |
| Études secondaires partielles | 1,26* | 1,18 - 1,35 | 1,17 | 1,02 - 1,34 |
| Diplôme d'études secondaires | 1,09 | 1,02 - 1,16 | 1,32* | 1,16 - 1,50 |
| Études postsecondaires partielles | 1,21* | 1,11 - 1,32 | 1,97* | 1,71 - 2,26 |
| Diplôme d'études postsecondaires (base de référence) | 1,00 | | | |
| Langue de conversation | | | | |
| Capable de converser en anglais ou en français (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| Incapable de converser en anglais ou en français | 0,77 | 0,61 - 0,96 | 0,56 | 0,29 - 1,10 |
| -2 log L | 48 359 | | 16 042 | |

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

Nota : † Comprend les conjoints de fait
* p < 0,01.

Tableau D
Modèle détaillé des données du tableau 1 : Rapports de cotes d'une période dépressive et de dépendance à l'alcool selon certaines caractéristiques et le statut professionnel, population à domicile de 15 à 75 ans, Canada, 2000-2001

| | Dépression | | Dépendance à l'alcool | |
|---|------------------|---------------------------------|-----------------------|---------------------------------|
| | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 95 % | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 95 % |
| Durée de résidence au Canada | | | | |
| Population née au Canada (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| 0 à 4 ans | 0,31* | 0,25 - 0,38 | 0,05* | 0,02 - 0,12 |
| 5 à 9 ans | 0,44* | 0,36 - 0,53 | 0,27* | 0,17 - 0,41 |
| 10 à 14 ans | 0,89 | 0,77 - 1,02 | 0,15* | 0,09 - 0,26 |
| 15 à 19 ans | 0,54* | 0,43 - 0,69 | 0,42* | 0,25 - 0,70 |
| 20 à 29 ans | 0,91 | 0,80 - 1,04 | 0,33* | 0,21 - 0,52 |
| 30 ans et plus | 1,15 | 1,03 - 1,29 | 0,74 | 0,50 - 1,09 |
| Âge | | | | |
| Âge2 | 1,12* | 1,11 - 1,13 | 1,09* | 1,06 - 1,12 |
| Âge2 | 1,00* | 1,00 - 1,00 | 1,00* | 1,00 - 1,00 |
| Sexe | | | | |
| Féminin (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| Masculin | 0,54* | 0,52 - 0,57 | 2,92* | 2,63 - 3,23 |
| État matrimonial | | | | |
| Marié (base de référence)† | 1,00 | | 1,00 | |
| Marié antérieurement | 2,27* | 2,11 - 2,43 | 3,30* | 2,78 - 3,93 |
| Jamais marié | 1,68* | 1,57 - 1,80 | 2,91* | 2,55 - 3,31 |
| Revenu du ménage | | | | |
| Faible | 1,93* | 1,72 - 2,17 | 1,80* | 1,47 - 2,20 |
| Intermédiaire, tranche inférieure | 1,68* | 1,53 - 1,85 | 1,48* | 1,24 - 1,77 |
| Intermédiaire | 1,38* | 1,29 - 1,49 | 1,01 | 0,88 - 1,15 |
| Intermédiaire, tranche supérieure | 1,19* | 1,11 - 1,27 | 0,88 | 0,79 - 0,99 |
| Élevé (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| Niveau de scolarité | | | | |
| Études secondaires partielles | 1,19* | 1,11 - 1,27 | 1,17 | 1,02 - 1,35 |
| Diplôme d'études secondaires | 1,07 | 1,00 - 1,14 | 1,32* | 1,16 - 1,50 |
| Études postsecondaires partielles | 1,18* | 1,08 - 1,28 | 1,97* | 1,72 - 2,26 |
| Diplôme d'études postsecondaires (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| Statut professionnel (semaine précédant l'interview) | | | | |
| Occupait un emploi | 0,69* | 0,65 - 0,73 | 1,01 | 0,90 - 1,13 |
| N'occupait pas d'emploi (base de référence) | 1,00 | | | |
| -2 log L | 48 217 | | 16 045 | |

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

Nota : † Comprend les conjoints de fait
* $p < 0,01$.

Tableau E
Modèle détaillé des données du tableau 1 : Rapports de cotes d'une période dépressive et de dépendance à l'alcool selon certaines caractéristiques et le sentiment d'appartenance, population à domicile de 15 à 75 ans, Canada, 2000-2001

| | Dépression | | Dépendance à l'alcool | |
|--|------------------|---------------------------------|-----------------------|---------------------------------|
| | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 95 % | Rapport de cotes | Intervalle de confiance de 95 % |
| Durée de résidence au Canada | | | | |
| Population née au Canada (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| 0 à 4 ans | 0,31* | 0,25 - 0,39 | 0,04* | 0,02 - 0,11 |
| 5 à 9 ans | 0,44* | 0,37 - 0,53 | 0,27* | 0,18 - 0,41 |
| 10 à 14 ans | 0,88 | 0,77 - 1,01 | 0,15* | 0,08 - 0,26 |
| 15 à 19 ans | 0,55* | 0,43 - 0,69 | 0,42* | 0,25 - 0,70 |
| 20 à 29 ans | 0,89 | 0,78 - 1,02 | 0,32* | 0,20 - 0,50 |
| 30 ans et plus | 1,15 | 1,03 - 1,29 | 0,74 | 0,50 - 1,09 |
| Âge | | | | |
| Âge2 | 1,10* | 1,08 - 1,11 | 1,08* | 1,05 - 1,11 |
| Âge2 | 1,00* | 1,00 - 1,00 | 1,00* | 1,00 - 1,00 |
| Sexe | | | | |
| Féminin (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| Masculin | 0,53* | 0,50 - 0,55 | 2,92* | 2,64 - 3,24 |
| État matrimonial | | | | |
| Marié (base de référence)† | 1,00 | | 1,00 | |
| Marié antérieurement | 2,14* | 1,99 - 2,30 | 3,15* | 2,65 - 3,76 |
| Jamais marié | 1,61* | 1,51 - 1,73 | 2,80* | 2,46 - 3,18 |
| Revenu du ménage | | | | |
| Faible | 2,22* | 1,99 - 2,48 | 1,72* | 1,41 - 2,10 |
| Intermédiaire, tranche inférieure | 1,90* | 1,73 - 2,09 | 1,43* | 1,20 - 1,70 |
| Intermédiaire | 1,46* | 1,36 - 1,57 | 0,98 | 0,86 - 1,12 |
| Intermédiaire, tranche supérieure | 1,21* | 1,13 - 1,29 | 0,87 | 0,77 - 0,97 |
| Élevé (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| Niveau de scolarité | | | | |
| Études secondaires partielles | 1,24* | 1,16 - 1,33 | 1,18 | 1,03 - 1,35 |
| Diplôme d'études secondaires | 1,07 | 1,00 - 1,15 | 1,32* | 1,16 - 1,50 |
| Études postsecondaires partielles | 1,20* | 1,11 - 1,31 | 1,98* | 1,73 - 2,28 |
| Diplôme d'études postsecondaires (base de référence) | 1,00 | | 1,00 | |
| Sentiment d'appartenance à la collectivité locale | | | | |
| -2 log L | 48 120 | | 15 926 | |

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

Nota : † Comprend les conjoints de fait
* $p < 0,01$.

Annexe

Nombre d'analyses présentées dans ce supplément aux *Rapports sur la santé* se fondent sur l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisée par Statistique Canada. La collecte des données du cycle 1.1 de l'ESCC a débuté en septembre 2000 et s'est étendue sur une période de 14 mois. Le champ d'observation de l'ESCC comprend la population à domicile de 12 ans et plus des 10 provinces et des 3 territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées.

Le cycle 1.1 de l'ESCC a été conçu pour recueillir des renseignements au niveau de la région socio-sanitaire¹. Pour des raisons administratives, chaque province est divisée en régions socio-sanitaires (RSS) et chaque territoire est considéré comme une RSS unique. Pour les besoins de la collecte des données de l'ESCC, les régions socio-sanitaires de Burntwood et de Churchill, au Manitoba, ont été fusionnées, à cause de la petite taille de la population de Churchill. En outre, les données n'ont pas été recueillies pour deux régions socio-sanitaires éloignées, à savoir la région du Nunavik et la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James, toutes deux situées au Québec.

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. On a commencé par dresser la liste des logements, puis on a sélectionné un échantillon de logements d'après cette liste. La majeure partie (83 %) des ménages provenaient de la base aréolaire, et des personnes ont été sélectionnées au hasard dans les ménages ainsi sélectionnés pour participer à une interview sur place. Dans certaines RSS, on a aussi utilisé la méthode de composition aléatoire (CA) et (ou) une liste de numéros de téléphone. Les personnes faisant partie des bases de sondage téléphonique, qui représentaient les 17 % restants de l'échantillon, ont été interviewées par téléphone.

Dans 82 % environ des ménages sélectionnés à partir de la base aréolaire, on a sélectionné au hasard une personne; dans les autres, on a sélectionné au hasard deux personnes. Dans les ménages échantillonnés à partir des bases de sondage téléphoniques, on a sélectionné au hasard une personne. Le taux de réponse a été de 84,7 %. Pour le cycle 1.1, l'échantillon de répondants comptait 131 535 personnes. En tout, 6,3 % d'interviews ont été réalisées par procuration.

Références

- 1 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).

Cartes



Régions socio-sanitaires selon les provinces et territoires

Terre-Neuve

1001 - Health and Community Services St. John's Region
1002 - Health and Community Services Eastern Region
1003 - Health and Community Services Central Region
1004 - Health and Community Services Western Region
1005 - Grenfell Regional Health Services Board
1006 - Health Labrador Corporation

Île-du-Prince-Édouard

1101 - Urban Health Region
1102 - Rural Health Region

Nouvelle-Écosse

1201 - Zone 1
1202 - Zone 2
1203 - Zone 3
1204 - Zone 4
1205 - Zone 5
1206 - Zone 6

Nouveau-Brunswick

1301 - Region 1
1302 - Region 2
1303 - Region 3
1304 - Region 4
1305 - Region 5
1306 - Region 6
1307 - Region 7

Québec

2401 - Région du Bas-Saint-Laurent
2402 - Région du Saguenay - Lac-Saint-Jean
2403 - Région de Québec
2404 - Région de la Mauricie et Centre-du-Québec
2405 - Région de l'Estrie
2406 - Région de Montréal-Centre
2407 - Région de l'Outaouais
2408 - Région de l'Abitibi-Témiscamingue
2409 - Région de la Côte-Nord
2410 - Région du Nord-du-Québec
2411 - Région de la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine
2412 - Région de la Chaudière-Appalaches
2413 - Région de Laval
2414 - Région de Lanaudière
2415 - Région des Laurentides
2416 - Région de la Montérégie
2417 - Région du Nunavik
2418 - Région des Terres-Cries-de-la-Baie-James

Ontario

3526 - Algoma Public Health Unit
3527 - Brant Public Health Unit
3530 - Durham Public Health Unit
3531 - Elgin-St Thomas Public Health Unit
3533 - Bruce-Grey-Owen Sound Public Health Unit
3534 - Haldimand-Norfolk Public Health Unit
3535 - Haliburton-Kawartha-Pine Ridge Public Health Unit
3536 - Halton Public Health Unit
3537 - Hamilton Public Health Unit
3538 - Hastings and Prince Edward Public Health Unit
3539 - Huron Public Health Unit
3540 - Kent-Chatham Public Health Unit
3541 - Kingston-Frontenac-Lennox and Addington Public Health Unit
3542 - Lambton Public Health Unit
3543 - Leeds-Grenville-Lanark Public Health Unit
3544 - Middlesex-London Public Health Unit
3545 - Muskoka-Parry Sound Public Health Unit
3546 - Niagara Public Health Unit
3547 - North Bay Public Health Unit
3549 - Northwestern Public Health Unit
3551 - Ottawa Public Health Unit
3552 - Oxford Public Health Unit
3553 - Peel Public Health Unit
3554 - Perth Public Health Unit
3555 - Peterborough Public Health Unit
3556 - Porcupine Public Health Unit
3557 - Renfrew Public Health Unit
3558 - Eastern Ontario Public Health Unit
3560 - Simcoe Public Health Unit
3561 - Sudbury Public Health Unit

3562 - Thunder Bay Public Health Unit
3563 - Timiskaming Public Health Unit
3565 - Waterloo Public Health Unit
3566 - Wellington-Dufferin-Guelph Public Health Unit
3568 - Windsor-Essex Public Health Unit
3570 - York Public Health Unit
3595 - Toronto Public Health Unit

Manitoba

4610 - Winnipeg
4615 - Brandon
4620 - North Eastman
4625 - South Eastman
4630 - Interlake
4640 - Central
4650 - Marquette
4655 - South Westman
4660 - Parkland
4670 - Norman
4680 - Burntwood and Churchill

Saskatchewan

4701 - Weyburn Service Area
4702 - Moose Jaw Service Area
4703 - Swift Current Service Area
4704 - Regina Service Area
4705 - Yorkton Service Area
4706 - Saskatoon Service Area
4707 - Rosetown Service Area
4708 - Melfort Service Area
4709 - Prince Albert Service Area
4710 - North Battleford Service Area
4711 - Northern Health Services Branch

Alberta

4801 - Chinook Regional Health Authority
4802 - Palliser Health Authority
4803 - Headwaters Health Authority
4804 - Calgary Regional Health Authority
4805 - Health Authority #5
4806 - David Thompson Regional Health Authority
4807 - East Central Health Authority
4808 - WestView Regional Health Authority
4809 - Crossroads Regional Health Authority
4810 - Capital Health Authority
4811 - Aspen Regional Health Authority
4812 - Lakeland Regional Health Authority
4813 - Mistahia Regional Health Authority
4814 - Peace Regional Health Authority
4815 - Keeweenaw Lakes Regional Health Authority
4816 - Northern Lights Regional Health Authority
4817 - Northwestern Regional Health Authority

Colombie-Britannique

5901 - East Kootenay
5902 - West Kootenay-Boundary
5903 - North Okanagan
5904 - South Okanagan Similkameen
5905 - Thompson
5906 - Fraser Valley
5907 - South Fraser Valley
5908 - Simon Fraser
5909 - Coast Garibaldi
5910 - Central Vancouver Island
5911 - Upper Island/Central Coast
5912 - Cariboo
5913 - North West
5914 - Peace Liard
5915 - Northern Interior
5916 - Vancouver
5917 - Burnaby
5918 - North Shore
5919 - Richmond
5920 - Capital

Territoire du Yukon

6001 - Yukon Territory

Territoires du Nord-Ouest

6101 - Northwest Territories

Nunavut

6201 - Nunavut

Régions socio-sanitaires selon les groupes de régions homologues

Groupe de régions homologues A

2406 - Région de Montréal-Centre
3595 - Toronto Public Health Unit
5916 - Vancouver
5917 - Burnaby
5919 - Richmond

Groupe de régions homologues B

3551 - Ottawa Public Health Unit
3553 - Peel Public Health Unit
3570 - York Public Health Unit
4804 - Calgary Regional Health Authority
4810 - Capital Health Authority
5907 - South Fraser Valley
5908 - Simon Fraser
5918 - North Shore

Groupe de régions homologues C

2417 - Région du Nunavik
2418 - Région des Terres-Cries-de-la-Baie-James
4680 - Burntwood and Churchill
4711 - Northern Health Services Branch
6201 - Nunavut

Groupe de régions homologues D

1004 - Health and Community Services Western Region
1002 - Health and Community Services Eastern Region
1003 - Health and Community Services Central Region
1005 - Grenfell Regional Health Services Board
1205 - Zone 5
1305 - Region 5
1306 - Region 6
1307 - Region 7
2411 - Région de la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine

Groupe de régions homologues E

1102 - Rural Health Region
1201 - Zone 1
1202 - Zone 2
3545 - Muskoka-Parry Sound Public Health Unit
3563 - Timiskaming Public Health Unit
4650 - Marquette
4655 - South Westman
4660 - Parkland
4702 - Moose Jaw Service Area
4705 - Yorkton Service Area
4708 - Melfort Service Area
4709 - Prince Albert Service Area
4710 - North Battleford Service Area

Groupe de régions homologues F

1006 - Health Labrador Corporation
2410 - Région du Nord-du-Québec
4670 - Norman
4813 - Mistahia Regional Health Authority
4815 - Keeweenaw Lakes Regional Health Authority
4816 - Northern Lights Regional Health Authority
4817 - Northwestern Regional Health Authority
5912 - Cariboo
5913 - North West
5914 - Peace Liard
5915 - Northern Interior
6001 - Territoire du Yukon
6101 - Territoires du Nord-Ouest

Groupe de régions homologues G

3539 - Huron Public Health Unit
3549 - Northwestern Public Health Unit
3554 - Perth Public Health Unit
3557 - Renfrew Public Health Unit
4620 - North Eastman
4625 - South Eastman
4630 - Interlake
4640 - Central
4701 - Weyburn Service Area
4703 - Swift Current Service Area

4707 - Rosetown Service Area
4801 - Chinook Regional Health Authority
4802 - Palliser Health Authority
4805 - Health Authority #5
4806 - David Thompson Regional Health Authority
4807 - East Central Health Authority
4809 - Crossroads Regional Health Authority
4811 - Aspen Regional Health Authority
4812 - Lakeland Regional Health Authority
4814 - Peace Regional Health Authority
5901 - East Kootenay

Groupe de régions homologues H

1001 - Health and Community Services St. John's Region
1203 - Zone 3
1204 - Zone 4
1302 - Region 2
1304 - Region 4
2401 - Région du Bas-Saint-Laurent
2402 - Région du Saguenay - Lac-Saint-Jean
2403 - Région de Québec
2404 - Région de la Mauricie et Centre-du-Québec
2405 - Région de l'Estrie
2407 - Région de l'Outaouais
2408 - Région de l'Abitibi-Témiscamingue
2409 - Région de la Côte-Nord
2412 - Région de la Chaudière-Appalaches
2415 - Région des Laurentides
2416 - Région de la Montérégie
3526 - Algoma Public Health Unit
3537 - Hamilton Public Health Unit
3547 - North Bay Public Health Unit
3556 - Porcupine Public Health Unit
3561 - Sudbury Public Health Unit
4610 - Winnipeg

Groupe de régions homologues I

1101 - Urban Health Region
1206 - Zone 6
1301 - Region 1
1303 - Region 3
2413 - Région de Laval
2414 - Région de Lanaudière
3527 - Brant Public Health Unit
3531 - Elgin-St Thomas Public Health Unit
3533 - Bruce-Grey-Owen Sound Public Health Unit
3534 - Haldimand-Norfolk Public Health Unit
3535 - Haliburton-Kawartha-Pine Ridge Public Health Unit
3538 - Hastings and Prince Edward Public Health Unit
3540 - Kent-Chatham Public Health Unit
3541 - Kingston-Frontenac-Lennox and Addington Public Health Unit
3542 - Lambton Public Health Unit
3543 - Leeds-Grenville-Lanark Public Health Unit
3544 - Middlesex-London Public Health Unit
3546 - Niagara Public Health Unit
3552 - Oxford Public Health Unit
3555 - Peterborough Public Health Unit
3558 - Eastern Ontario Public Health Unit
3562 - Thunder Bay Public Health Unit
3565 - Waterloo Public Health Unit
3568 - Windsor-Essex Public Health Unit
4615 - Brandon
4704 - Regina Service Area
4706 - Saskatoon Service Area
5902 - West Kootenay-Boundary
5903 - North Okanagan
5904 - South Okanagan Similkameen
5905 - Thompson
5906 - Fraser Valley
5910 - Central Vancouver Island
5920 - Capital

Groupe de régions homologues J

3530 - Durham Public Health Unit
3536 - Halton Public Health Unit
3560 - Simcoe Public Health Unit
3566 - Wellington-Dufferin-Guelph Public Health Unit
4803 - Headwaters Health Authority
4808 - WestView Regional Health Authority
5909 - Coast Garibaldi
5911 - Upper Island/Central Coast