



N° 82-003-XPB au catalogue

Rapports sur la santé

Hiver 1999
Vol. 11, n°3

La santé de la population canadienne

NUMÉRO SPÉCIAL



Statistique
Canada

Statistics
Canada



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

Canada

Des données sous plusieurs formes. . .

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

Comment obtenir d'autres renseignements

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

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

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

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

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

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Les prix ne comprennent pas les taxes de vente

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

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

Normes de service à la clientèle

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



Statistique Canada
Division des statistiques sur la santé

Rapports sur la santé

Hiver 1999 Volume 11 N° 3

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2000

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.

Mars 2000

N° 82-003-XPB au catalogue, vol. 11, n° 3
ISSN 0840-6529

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 11, n° 3
ISSN 1209-1367

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

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

SIGNES CONVENTIONNELS

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

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

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



Rapports sur la santé - numéro spécial

Rédacteur en chef
Gary Catlin

Rédacteur-coordonnateur
Larry Swain

Rédacteurs invités
Peggy Edwards
Theodore de Bruyn

Collaborateurs
Marie P. Beaudet
Jean-Marie Berthelot
Jiajian Chen
Ru-Nie Gao
Jason Gilmore
Christian Houle
Helen Johansen
Wayne J. Millar
Margaret Miller
Cyril Nair
Claudio Pérez
Nancy Ross
Margot Shields
Brenda Wannell
Russell Wilkins
Michael Wolfson

Chargée de production
Renée Bourbonnais

Production et composition
Agnes Jones
Robert Pellarin
Micheline Pilon

Vérification des données
Dan Lucas

Administration
Donna Eastman

La santé est un sujet qui éveille un vif intérêt chez les Canadiens. Ces derniers se préoccupent notamment de leur propre santé, de celles 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, nous n'avons nullement accompli tous les progrès possibles en ce qui concerne l'état de santé et la qualité du système de santé.

Statistique Canada et l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) procèdent ensemble à la publication d'un rapport sur la santé de la population et sur le rendement du système de santé. Cette initiative vise à fournir aux Canadiens et aux décideurs du milieu de la santé l'information et les renseignements contextuels nécessaires pour mieux juger les facteurs et les décisions complexes qui permettront d'améliorer la santé de la population. Le présent rapport se concentre sur l'état de santé de la population canadienne et sur les facteurs qui déterminent cet état de santé. Le rapport complémentaire, qui sera publié à la fin d'avril 2000, se concentre sur le système de santé. Dans l'avenir, d'autres rapports seront publiés en vue d'étoffer les connaissances actuelles et de combler les lacunes à mesure que l'éventail de données disponibles s'élargira.

La santé et les services de santé sont des sujets d'une très grande complexité qu'accroît encore davantage 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 du développement 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'évolution de l'état de santé de la population est lente et ne reflète que des années plus tard les progrès réalisés dans le domaine de la prévention de la maladie, de la nutrition, de l'activité physique ou de la lutte contre le tabagisme.

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. Nous avons mis en place un système de santé enviable et, grâce aux progrès médicaux et technologiques, nous remportons chaque année 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.

À propos du rapport

Le présent rapport et le document complémentaire qui sera diffusé par l'Institut canadien d'information sur la santé sont les premiers d'une série qui fournira des renseignements à jour sur la santé de la population de toutes les régions du Canada, sur les liens entre les divers déterminants de la santé et les disparités d'état de santé observées au sein de la population et sur les effets exercés par le système de santé sur la santé. Les données sur lesquelles se fonderont ces rapports proviendront de sources multiples. Statistique Canada produit la plupart des données sur l'état de santé et sur les déterminants non médicaux de la santé. L'Institut canadien d'information sur la santé recueille la majorité des renseignements sur les ressources et le rendement du système de santé.

La notion de santé varie selon l'individu. 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. Enfin, elle peut être physique, mentale ou sociale.

Les indicateurs de l'état de santé des Canadiens et Canadiennes présentés ici s'inspirent principalement d'une nouvelle source de données, à savoir le cycle de 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population et de nouvelles analyses décrites dans le rapport intitulé *Pour un avenir en santé : Deuxième rapport sur la santé de la population canadienne et du rapport statistique complémentaire publié par le Comité consultatif fédéral, provincial et territorial sur la santé de la population en septembre 1999.*

Selon ce rapport, de grands progrès ont été accomplis au Canada, dont l'augmentation de l'espérance de vie, la réduction de la mortalité

infantile et l'amélioration de la qualité de la vie des personnes d'âge mûr et des personnes âgées. Bien que les membres de la population dont le revenu et la scolarité sont faibles aient le même accès que les autres aux services de santé médicalement nécessaires, leur état de santé peut parfois demeurer moins bon que celui de leurs compatriotes plus instruits et mieux nantis. La dépression chez les jeunes femmes, l'abus d'alcool plus fréquent chez les jeunes hommes et la prévalence croissante du diabète chez les hommes et de l'asthme et de la migraine chez les femmes à l'âge mûr donnent lieu de s'inquiéter.

Le numéro spécial de *Rapports sur la santé* débute par un examen des nouvelles données sur l'état de santé des Canadiens et Canadiennes de tout âge, tout particulièrement celui des enfants, des personnes d'âge mûr et des personnes âgées. Vient ensuite un examen approfondi de trois déterminants importants de la santé, à savoir l'inégalité du revenu et la mortalité chez les membres de la population en âge de travailler, les habitudes personnelles qui influent sur la santé (particulièrement chez les jeunes) et les services de santé. Suit une description plus détaillée des sujets abordés dans le rapport.

L'espérance de vie est très souvent utilisée comme indicateur de l'état de santé d'une population. Bien qu'elle ne cesse d'augmenter au Canada, on constate des disparités entre les 136 régions socio-sanitaires du pays. On examine les écarts entre les taux de mortalité calculés selon les causes principales de décès, la région et les caractéristiques socioéconomiques et démographiques observés selon que l'espérance de vie est faible ou grande.

Au cours du siècle qui vient de s'écouler et même les 20 dernières années, la mortalité infantile a diminué de façon spectaculaire au Canada. Cependant, des disparités liées au revenu persistent en ce qui concerne non seulement la mortalité infantile, mais aussi le taux de bébés présentant un faible poids à la naissance. Bien que la plupart des enfants soient en bonne santé au Canada, on observe une forte association entre le statut socioéconomique, tel que défini par le niveau de scolarité des parents et l'état de santé de l'enfant, tel que perçu par les parents.

Dans l'ensemble, les personnes qui atteignent l'âge mûr au Canada aujourd'hui sont en meilleure santé que celles qui faisaient partie de ce groupe d'âge il y a 20 ans, malgré l'augmentation de la prévalence de l'asthme, du diabète chez les hommes et de la migraine chez les femmes. Bien que la proportion d'adultes qui se déclarent en mauvaise santé

augmente avec l'âge, on observe des variations de l'état de santé - améliorations ainsi que détériorations - chez les adultes de tout âge. Le rapport décrit l'association de ces variations de l'état de santé à la maladie et à l'incapacité, ainsi qu'aux caractéristiques socioéconomiques et aux comportements qui influent sur la santé.

La détérioration de la santé avec l'âge n'est pas un phénomène uniforme. On examine les liens entre l'état de santé des personnes âgées et certains facteurs, comme la mortalité, le placement en établissement et les variations de l'état fonctionnel. Les résultats soutiennent la théorie de la compression de la morbidité, selon laquelle, parallèlement à l'augmentation globale de l'espérance de vie, la période entre la manifestation de la maladie et la fin de la vie raccourcit.

La dépression est un fardeau pour les personnes qui en souffrent ainsi que pour leur entourage. Les écarts entre les taux de prévalence et d'incidence de la dépression observés chez l'homme et chez la femme, ainsi que plusieurs facteurs qui sont des prédicteurs de futures épisodes dépressifs donnent lieu de s'inquiéter.

La relation entre la santé et le statut socioéconomique est complexe. En effet, l'examen de la répartition du revenu à divers niveaux de détail géographique montre que l'association prononcée entre l'inégalité du revenu et la mortalité que l'on note aux États-Unis ne s'observe pas au Canada.

Les habitudes personnelles, favorables ou néfastes pour la santé, prises par les adolescents et par les jeunes adultes ont des répercussions sur leur santé dans l'immédiat ainsi que plus tard dans la vie. La proportion de jeunes adultes, de sexe masculin ainsi que féminin, qui s'adonnent à des activités physiques modérées durant leurs loisirs a augmenté. Par ailleurs, l'augmentation de la prévalence de l'usage de la cigarette chez les adolescentes et de l'abus d'alcool chez les adolescents et chez les jeunes adultes de sexe masculin sont préoccupantes.

Au Canada, le régime universel de soins médicaux assure un accès équitable aux services couverts par les régimes publics d'assurance-santé, mais ne garantit pas nécessairement un bon état de santé. L'utilisation de ce genre de services varie, les personnes dont le statut socioéconomique est faible y recourant plus fréquemment que les autres. En outre, on observe d'importantes inégalités en ce qui concerne l'accès aux services de santé non couverts par un régime public d'assurance (par exemple, soins dentaires ou médicaments). La probabilité d'être hospitalisé est corrélée au statut socioéconomique,

à certaines habitudes personnelles qui influent sur la santé et à l'existence de certains problèmes de santé chroniques.

Portée du rapport

Le présent rapport se fonde sur des données et des analyses spécifiques qui se rapportent à l'état de santé et aux déterminants de la santé. Il vise non pas à donner un aperçu complet de l'état de santé de la population et des déterminants de la santé, mais plutôt à présenter les données les plus récentes.

Les sources de données et les définitions fondamentales sont exposées dans le texte de chaque article. L'annexe contient des renseignements sur l'Enquête nationale sur la santé de la population, qui est la source principale de la plupart des données et analyses qui figurent dans le rapport.

À propos de Statistique Canada

La *Loi sur la statistique* autorise Statistique Canada à recueillir, compiler, analyser, dépouiller et publier des renseignements statistiques sur l'état et le bien-être de la population du Canada. L'objectif principal de la Division des statistiques sur 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

Créé en 1994 par les ministres de la Santé du Canada, l'ICIS est l'organisme national sans but lucratif chargé de coordonner la mise en place et la mise à jour du système national d'information sur la santé. À cette fin, l'ICIS 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.

Au sujet de *Rapports sur la santé*

La publication *Rapports sur la santé* est une revue trimestrielle produite par la Division des statistiques sur 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. ●

.....
Dans ce numéro spécial
.....

Espérance de vie	9
État de santé des enfants	27
L'âge mûr	39
L'état de santé des personnes âgées	53
Santé psychologique – la dépression	71
L'inégalité des revenus et la mortalité chez les personnes en âge de travailler au Canada et aux États-Unis	85
Habitudes personnelles liées à la santé : tabac, alcool, activité physique et poids	93
Les services de santé – tendances récentes	103
Annexe - Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)	125

**Pour commander
les publications**

..... 129

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



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

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

Version électronique

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

Recommandation concernant les citations

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

Exemple :

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

L'espérance de vie

Faits saillants

- L'espérance de vie est excellente au Canada — parmi les meilleures du monde.
- Plus de 90 % des 136 régions sanitaires du Canada, qui regroupent environ 99 % de la population, affiche une espérance de vie égale, à 2,8 années près, à la moyenne nationale.
- Les régions sanitaires où l'espérance de vie est la plus faible sont généralement situées dans les régions éloignées ou dans le nord de certaines provinces et comptent un grand nombre d'Autochtones. Dans ces régions, la faible espérance de vie ne tient pas à une cause particulière; au contraire, les taux de mortalité y sont plus élevés pour la plupart des causes de décès.
- Dans les régions où l'espérance de vie est faible, les courbes de mortalité des hommes et des femmes sont comparables.
- La plupart des régions sanitaires où l'espérance de vie est élevée se situent en Ontario ou à l'ouest de cette province. En général, les taux de mortalité y sont au moins 10 % plus faibles qu'ailleurs pour toute cause de décès.
- Comme pour d'autres indicateurs de la santé de la population, on note une association entre l'espérance de vie et les facteurs socioéconomiques : l'espérance de vie augmente à mesure que le taux de chômage diminue et que le niveau de scolarité augmente.

L'espérance de vie est sans doute l'un des indicateurs de l'état de santé d'une population les plus fréquemment utilisés et à l'égard duquel il existe toute une série de données chronologiques. En guise d'entrée en matière à ce coup d'œil sur l'état de santé de la population canadienne, le présent article aborde la question de l'espérance de vie des Canadiens, tandis que les articles qui suivent touchent plus particulièrement la notion de qualité de la santé de la population.

L'analyse des données sur la mortalité dans les 136 régions socio-sanitaires du Canada (voir *Définitions et Cartes*) révèle certains écarts en ce qui a trait à l'espérance de vie. Cette dernière est généralement plus faible dans les régions éloignées ou dans le nord de certaines provinces; la population de bon nombre de ces régions compte une part importante d'autochtones. Dans l'ensemble, on retrouve l'espérance de vie la plus élevée dans les zones urbaines du sud de l'Ontario et plus à l'ouest.

Cet article étudie l'espérance de vie, plus particulièrement celle des régions socio-sanitaires du Canada où elle est la plus faible et la plus forte (voir le tableau A en annexe). Des écarts importants ressortent entre les autochtones et les non-autochtones, et entre les hommes et les femmes, lorsqu'on

Méthodologie

Source des données

Cet article se fonde sur les données suivantes : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, statistiques de l'état civil, de 1995 à 1997; Statistique Canada, Recensement de 1996 (totalisations spéciales) et Statistique Canada, Division de la démographie, chiffres corrigés de population calculés d'après le Recensement de 1996 pour les subdivisions de recensement.

Techniques d'analyse

Calcul de l'espérance de vie : le programme utilisé pour calculer les valeurs de l'espérance de vie présentées ici repose sur la méthode mise au point par Chiang pour les tables de survie abrégées¹. Ces tables sont établies d'après des chiffres de population et des taux de mortalité par tranche d'âge de cinq années (par opposition à une ventilation d'âge par année). Puisqu'il y a plus de variation dans le nombre d'événements selon l'âge pour les petites régions géographiques et (ou) les régions faiblement peuplées, les tables de survie abrégées se prêtent mieux que les tables de survie ordinaires à l'adaptation au niveau infraprovincial (régions socio-sanitaires). On a choisi la méthode de Chiang parce qu'elle s'adapte assez facilement à la méthodologie appliquée aux régions socio-sanitaires et qu'elle comporte un calcul de l'écart-type (ayant trait, ici, à la variabilité du nombre de décès dans une région socio-sanitaire donnée d'une année à l'autre).

Afin de déterminer les domaines de valeurs des données qui figurent sur les cartes d'espérance de vie, on a appliqué la formule d'optimisation de Jenks, qui est intégrée à MapInfo (un logiciel cartographique), pour repérer les points naturels de discontinuité dans les séries de données, et l'on a fait les calculs séparément pour les hommes et pour les femmes, ainsi que pour les deux sexes regroupés. La méthode de Jenks, qui consiste à réduire au minimum la somme des variantes dans chaque domaine de valeurs, permet de repérer les tendances et les groupements sous-jacents des données. Au départ, on a identifié cinq points naturels de discontinuité, mais on a regroupé les trois domaines de valeurs médians pour attirer l'attention tout spécialement sur les régions où l'espérance de vie est faible ou élevée.

Données sur la mortalité : Les données sur la mortalité utilisées dans le calcul de l'espérance de vie sont celles recueillies pour 1995, 1996 et 1997 et combinées aux données géographiques des régions socio-sanitaires (voir la note sur les limites des régions socio-sanitaires et la combinaison des données). On a calculé la moyenne des données combinées aux régions socio-sanitaires pour ces trois années afin de créer une seule année artificielle, puis on a calculé les taux comparatifs par la méthode directe de façon à produire les taux pour certaines causes de décès mentionnées dans la présente analyse.

Données de population : Pour calculer l'espérance de vie et produire les taux de mortalité pour les causes particulières de décès que mentionne l'analyse, on s'est servi des données de population

du Recensement de 1996 corrigées pour tenir compte du sous-dénombrement net et comprenant les estimations démographiques pour les réserves indiennes partiellement recensées. Ces données, fournies par la Division de la démographie au niveau de la subdivision de recensement (SDR), ont été combinées par la suite aux données sur les régions socio-sanitaires par la Division de la statistique de la santé.

Limites des régions socio-sanitaires et combinaison des données : Pour produire les données au niveau de la région socio-sanitaire, on a suivi une méthode de géocodage basée sur les fichiers de correspondance créés d'après les renseignements qu'ont fournis le ministère de la Santé de chaque province, le bureau de la statistique de la Colombie-Britannique et Alberta Treasury. On a d'abord procédé à la combinaison des données sur les secteurs de dénombrement (SD) et les régions socio-sanitaires de façon à obtenir la meilleure concordance possible avec les données géographiques du recensement; puis le fichier ainsi obtenu a permis la combinaison des données sur les subdivisions de recensement et sur les régions socio-sanitaires (voir *Définitions*).

On s'est servi des correspondances au niveau des SD pour faire le géocodage des données sur la mortalité de 1996, car ces enregistrements sont déjà combinés au fichier des codes de SD (attribués d'après le code postal du lieu de résidence habituel). Le géocodage des données sur la mortalité de 1995 et 1997 au niveau de la région socio-sanitaire est fondé sur les correspondances au niveau de la SDR (les codes de SDR sont attribués d'après le nom de la localité de la résidence habituelle). Cette dernière méthode est aussi efficace que la combinaison au niveau du SD pour la plupart des régions socio-sanitaires du Canada, mais elle est un peu moins précise pour les provinces de l'Ouest, où les régions socio-sanitaires ne correspondent pas toujours aux limites des SDR. Toutefois, les quelques cas où les limites diffèrent ne touchent que de faibles populations. En ce qui concerne les données de population des régions socio-sanitaires, on s'est servi des données au niveau de la SDR, de façon à tenir compte des corrections postcensitaires pour le sous-dénombrement au Recensement de 1996.

Limites

Les taux de mortalité risquent de fluctuer davantage d'une année à l'autre si la population de la région est faible. En conséquence, la variabilité des taux de mortalité et de l'espérance de vie (qui est fondée sur la mortalité) peut être importante pour les régions faiblement peuplées et on devrait interpréter avec prudence les résultats qui les concernent. Les cartes en annexe indiquent qu'il faut interpréter avec prudence les résultats des régions pour lesquelles la fourchette d'erreur de l'espérance de vie est égale ou supérieure à +/-1,6 année. Pour la région du Nunavik, qui présente l'une des populations les plus faibles, le texte mentionne une remarque précisant qu'il faut interpréter avec prudence les taux de mortalité qu'on y présente.

compare les taux de mortalité, selon la cause du décès, des régions à faible espérance de vie à la moyenne nationale. On examine aussi d'autres facteurs associés (qui ne sont pas nécessairement la cause) à une forte ou à une faible espérance de vie, tels le taux de chômage et le niveau de scolarité.

Définitions

L'*espérance de vie à la naissance* est le nombre d'années que devrait vivre, en principe, une personne, à compter du jour de sa naissance, calculé d'après les taux de mortalité qui prévalent au moment de la naissance (établis par tranches d'âge de cinq ans). Dans cet article, l'espérance de vie à la naissance, appelée espérance de vie de 1996, est calculée d'après les tables de mortalité couvrant la période de 1995 à 1997.

Les *causes principales de décès* incluent les maladies de l'appareil circulatoire, les maladies vasculaires cérébrales, les cardiopathies ischémiques, le cancer, le cancer du poumon et les maladies de l'appareil respiratoire. Les *maladies de l'appareil circulatoire* sont des maladies cardiaques ou des vaisseaux sanguins. Elles englobent les *maladies vasculaires cérébrales* (toute maladie affectant une artère localisée dans le cerveau et irriguant ce dernier, telle que l'accident vasculaire cérébral) et les *cardiopathies ischémiques* (rétrécissement ou occlusion des artères du cœur qui en réduit l'irrigation sanguine). Par *cancer*, on entend toutes les formes de cancer confondues, y compris le *cancer du poumon*. Les *maladies de l'appareil respiratoire* regroupent les maladies des voies respiratoires et des poumons, telles que la pneumonie et la bronchite.

Le *taux de mortalité infantile* correspond au nombre de décès de nourrissons de moins d'un an pour 1 000 naissances vivantes.

Les *peuples autochtones* comptent les membres des Premières nations, les Métis et les Inuits.

Les *régions socio-sanitaires* sont les régions, telles que les définissent les administrations provinciales, qui relèvent, du point de vue administratif, des conseils régionaux de santé ou qui intéressent les autorités socio-sanitaires.

Le *secteur de dénombrement (SD)* est l'unité géographique dénombrée par un recenseur et la plus petite unité géographique type pour laquelle on diffuse des données de recensement.

La *subdivision de recensement (SDR)* est une expression générale qui s'applique aux municipalités (tel que les définissent les lois provinciales) ou leur équivalent (par exemple, les réserves indiennes ou les territoires non organisés).

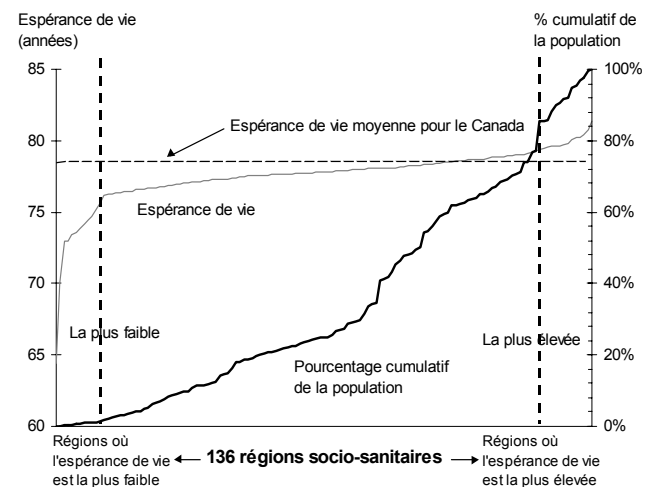
Espérance de vie – Sommets et creux

En 1996, pour l'ensemble du Canada, l'espérance de vie à la naissance était de 78,6 années (voir *Définitions*). Comparé à d'autres pays développés membres de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), le Canada occupe la troisième position pour l'espérance de vie de sa population, derrière la Suisse et le Japon².

Pour la majorité (plus de 90 %) des 136 régions socio-sanitaires du Canada, représentant presque 99 % de la population, l'espérance de vie se situe dans une fourchette de plus ou moins 2,8 années par rapport à la valeur observée pour l'ensemble du pays. Néanmoins, on note des disparités lorsqu'on compare les régions dont l'espérance de vie se situe nettement en dessous (au moins trois années) et au-dessus (au moins un an) de la moyenne nationale.

Afin de définir le domaine des valeurs de l'espérance de vie qu'on qualifie de « sommets » et de « creux » dans la présente analyse, on s'est servi des points naturels de discontinuité (déterminés par la méthode d'optimisation de Jenks; voir *Méthodologie*) pour classer et grouper les valeurs les plus faibles et les plus élevées de la série de données.

Graphique 1
Espérance de vie à la naissance et pourcentage cumulatif de la population, régions socio-sanitaires, 1996



Source des données : Base canadienne de données de l'état civil; Division de la démographie

Même si les régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est faible ne représentent qu'une petite fraction de la population (moins de 1,5 %), on a retenu leur étude en raison d'une espérance de vie plus courte d'au moins trois années que celle observée pour l'ensemble du Canada et des taux de mortalité qui donnent lieu de s'inquiéter (graphique 1). En revanche, malgré leur faible nombre, les régions où l'espérance de vie est élevée regroupent une part assez importante de la population globale (plus de 14,5 %). On examine leur situation dans un contexte socioéconomique, puisque les taux de mortalité y sont généralement faibles.

Dans 12 régions socio-sanitaires, l'espérance de vie de la population n'excède pas 75,7 années; ce chiffre équivaut à peu près à celui observé pour le Mexique en 1996² et pour le Canada il y a 25 ans³. Ces régions socio-sanitaires sont situées dans des zones éloignées ou dans le nord du pays, et leur population compte généralement une forte proportion d'autochtones. D'autre part, dans 13 régions socio-sanitaires, l'espérance de vie est d'au moins 79,5 années. Ces régions correspondent principalement à des collectivités urbaines du sud du pays comptant de 46 000 à 850 000 habitants, situées en Ontario ou à l'ouest.

On observe également ces disparités régionales lorsqu'on compare l'espérance de vie des hommes et des femmes. En 1996, pour l'ensemble du Canada, l'espérance de vie à la naissance était de 75,7 années pour les hommes et de 81,4 années pour les femmes⁴. Cependant, dans les régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est faible pour les hommes et pour les femmes, la durée de vie moyenne des hommes n'excède pas 73,0 années et celle des femmes, 78,0 années, valeurs comparables à celles enregistrées il y a 15 ans pour les uns et les autres. Par contre, dans les régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est élevée pour les hommes et pour les femmes, la durée moyenne de vie des premiers excède 76,5 années et celle des secondes, 82,3 années.

Taux de mortalité dans les régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est la plus faible

Les 12 régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est la plus faible (moins de 75,7 années à la naissance, hommes et femmes confondus) sont le Yukon, le Nunavut et certaines régions du nord du Québec, de l'Ontario, du Manitoba et de la Saskatchewan (tableau 1). Dans neuf de ces régions socio-sanitaires, la population est composée de 20 % ou plus d'autochtones. En fait, presque la moitié (48 %) de la population de ces neuf régions (280 166 personnes) est autochtone. Les courbes des taux de mortalité pour l'ensemble des hommes et des femmes sont semblables à celles enregistrées séparément pour les hommes et les femmes. On a effectué une étude plus approfondie lorsqu'il y avait des écarts importants entre les taux de mortalité observés pour les hommes et pour les femmes.

Ces 12 régions présentent des taux de mortalité plus élevés que ceux de l'ensemble du Canada dans la majorité des causes de décès, particulièrement pour certaines maladies chroniques, la mortalité infantile, les traumatismes accidentels et le suicide. Cependant, des écarts méritent d'être signalés entre les régions peuplées principalement d'Inuits et celles qu'habitent en majorité des autochtones d'origine non inuit.

Comparaison des taux de mortalité dans les régions socio-sanitaires peuplées d'autochtones où l'espérance de vie est faible

Parmi les neuf régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est faible et dont la population compte plus de 20 % d'autochtones, deux régions, à savoir celle du Nunavik et le Nunavut, sont principalement peuplées d'Inuits. Dans les sept autres régions, la population autochtone est majoritairement non inuit. Bien que, pour la plupart des causes de décès, les taux de mortalité soient souvent supérieurs à la moyenne nationale dans les sept régions à population autochtone non inuit, on enregistre les taux les plus élevés dans les deux régions dont la population est inuit. (On doit interpréter avec prudence les taux de mortalité calculés pour la région

du Nunavik en raison de la faible population et du petit nombre de décès.)

Mortalité due à la maladie

Les maladies de l'appareil circulatoire, le cancer et les maladies de l'appareil respiratoire sont les principales causes de décès au Canada. Pour six des régions socio-sanitaires dont la population autochtone n'est pas composée d'Inuits, la mortalité en raison de maladies de l'appareil circulatoire est de 1,1 à 1,5 fois plus élevée que celle observée pour l'ensemble du Canada, tandis que pour la région du Nunavik, elle est 1,7 fois plus élevée. De même, dans cinq des régions dont la population autochtone n'est

pas inuit, la mortalité due au cancer est de 1,1 à 1,3 fois plus élevée que celle observée pour le Canada alors qu'elle est de 1,4 et 1,8 fois plus élevée pour la région du Nunavik et le Nunavut, respectivement. S'il est supérieur au taux national dans toutes les régions dont la population autochtone n'est pas inuit, le taux de mortalité liée au cancer du poumon atteint néanmoins sa valeur la plus élevée dans les régions où la population est inuit. Dans le même sens, les maladies de l'appareil respiratoire entraînent un taux de mortalité de 1,3 à 2,5 fois plus élevé que le taux national dans les six régions à population autochtone non inuit, mais plus de 3,5 fois plus élevé que le taux national pour la région du Nunavik et le Nunavut.

Tableau 1

Régions socio-sanitaires où l'espérance de vie à la naissance est faible, selon la proportion d'autochtones dans la population et la principale cause de décès, 1996

	Mortalité infantile	Maladies de l'appareil circulatoire			Cancer			Traumatismes accidentels	Suicide
		Total	Maladies vasculaires cérébrales	Cardiopathies ischémiques	Total	Cancer du poumon	Maladies de l'appareil respiratoire		
Plus de 20 % d'autochtones									
Health Labrador Corporation, Terre-Neuve	XXX	X	XX	X	X	XX	XXX	XXX	XX
Région des Terres-Cries-de-la-Baie-James, Québec	XXX		X			XX	XXX	XXX	
Service de santé publique du Nord-Ouest, Ontario	XX	X	X	X	X	X		XXX	XXX
Norman, Manitoba		X	XX		X	X	XXX	XXX	XX
Burntwood/Churchill, Manitoba	XX	XX	XX	X		X	XX	XXX	
Northern HSB, Saskatchewan	XX	X		X	X	X	XX	XXX	XXX
Yukon	X	X			X	XX	X	XXX	XX
Nunavut	XXX				XX	XXX	XXX	XXX	XXX
Région du Nunavik, Québec†	XXX	XX	XXX		X	XXX	XXX	XXX	XXX
Moins de 20 % d'autochtones									
Service de santé publique de Timiskaming, Ontario		X	X	X	X	X	X	XX	
Peace RHA, Alberta	XX	X		X	X		X	XXX	XX
Northern Lights RHA, Alberta		XX	XX	XX	X	XX	XX	XXX	X

Source des données : Base canadienne de données de l'état civil; Division de la démographie

Nota : Taux comparatifs de mortalité (sauf les taux de mortalité infantile) calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991.

X Taux de mortalité de 1,1 à 1,4 fois plus élevé que le taux national

XX Taux de mortalité de 1,5 à 1,9 fois plus élevé que le taux national

XXX Taux de mortalité au moins 2,0 fois plus élevé que le taux national

† Importante variabilité due à la petite taille de la population et au faible nombre de décès

Autres causes de décès

L'importante mortalité infantile est un des éléments contribuant à la faible espérance de vie à la naissance. Le taux de mortalité infantile des régions socio-sanitaires avec une plus faible espérance de vie et une population de plus de 20 % d'autochtones non inuits est de 1,3 à 2,8 fois plus élevé que le taux national. Dans la région du Nunavik et au Nunavut, la mortalité infantile est plus de 3,1 fois plus forte que le taux national.

Les traumatismes accidentels sont la cause principale de décès chez les peuples autochtones. Pour les nourrissons autochtones, le taux de mortalité liée à un traumatisme est presque

quatre fois plus élevé que le taux national; il est cinq fois plus élevé chez les enfants d'âge préscolaire, et trois fois plus élevé chez les adolescents⁵. On décèle ces tendances dans les taux de mortalité causée par un traumatisme enregistrés dans les régions socio-sanitaires à faible espérance de vie et dont la population compte plus de 20 % d'autochtones. Dans les neuf régions socio-sanitaires peuplées d'autochtones où l'espérance de vie à la naissance est faible, le taux de mortalité par traumatisme accidentel est plus du double du taux national.

Le suicide est également une cause importante de décès parmi les autochtones et les personnes qui

Tableau 2

Régions socio-sanitaires où l'espérance de vie des hommes à la naissance est faible, selon la proportion d'autochtones dans la population et la cause principale de décès, 1996

	Mortalité infantile	Maladies de l'appareil circulatoire			Cancer		Traumatismes accidentels	Suicide	
		Total	Maladies vasculaires cérébrales	Cardiopathies ischémiques	Total	Cancer du poumon			
Plus de 20 % d'autochtones									
Health Labrador Corporation, Terre-Neuve	XXX	X	XX	X	X	X	XXX	XXX	XX
Service de santé publique du Nord-Ouest, Ontario	XX	X		X	X	X		XXX	XXX
Norman, Manitoba		X	XX				XX	XXX	XX
Burntwood/Churchill, Manitoba	XXX	X	XX				X	XXX	
Northern HSB, Saskatchewan	X	X					XX	XXX	XXX
Yukon	XX	X					XX	XXX	XXX
Nunavut	XXX				X		XX	XXX	XXX
Région du Nunavik, Québec†	XXX	XX	XXX		X	XX	XXX	XXX	XXX
Moins de 20 % d'autochtones									
Région 4, Nouveau-Brunswick	XX		X		X	XX		XXX	XXX
Région de la Côte-Nord, Québec	XX				X	XX		XXX	XXX
Service de santé publique de Timiskaming, Ontario		X	XX			X		XX	
Peace RHA, Alberta	XX	X		X	X	X	XX	XXX	XXX
Northern Lights RHA, Alberta		XX	XX	XXX	X	X	XX	XXX	X

Source des données : Base canadienne de données de l'état civil; Division de la démographie

Nota : Taux comparatifs de mortalité (sauf les taux de mortalité infantile) calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991.

X Taux de mortalité de 1,1 à 1,4 fois plus élevé que le taux national

XX Taux de mortalité de 1,5 à 1,9 fois plus élevé que le taux national

XXX Taux de mortalité au moins 2,0 fois plus élevé que le taux national

† Importante variabilité due à la petite taille de la population et au faible nombre de décès

vivent dans les collectivités du Nord et des régions éloignées. À deux exceptions près, toutes les régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est faible et dont la population compte plus de 20 % d'autochtones affichent un taux de suicide de 1,5 à 2,9 fois plus élevé que le taux national.

Comparaison des taux de mortalité : hommes et femmes

Les profils des régions socio-sanitaires où l'espérance de vie à la naissance des hommes ou des femmes est la plus faible (tableaux 2 et 3) sont semblables au profil de toutes les régions socio-sanitaires avec une faible espérance de vie (tableau 1). Toutes ces régions sauf une (la région 4 du Nouveau-Brunswick, où on enregistre l'une des espérances

de vie à la naissance les plus faibles pour les hommes) se situent au nord de certaines provinces ou dans les régions les plus éloignées du Canada. La population de 8 des 13 régions socio-sanitaires où l'espérance de vie des hommes est faible se compose d'au moins 20 % d'autochtones, au même titre que la population de 9 des 10 régions socio-sanitaires où l'espérance de vie des femmes est faible. Souvent, les régions socio-sanitaires où l'espérance de vie des hommes est faible sont les mêmes où celle des femmes est également faible. Dans ces régions, les causes de décès sont, en grande partie, les mêmes pour les hommes et pour les femmes. On résume les similitudes et les différences particulières pour les régions dont la population est principalement inuit (région du Nunavik et Nunavut), les régions

Tableau 3
Régions socio-sanitaires où l'espérance de vie des femmes à la naissance est faible, selon la proportion d'autochtones dans la population et la cause principale de décès, 1996

	Mortalité infantile	Maladies de l'appareil circulatoire			Cancer			Traumatismes accidentels	Suicide
		Total	Maladies vasculaires cérébrales	Cardiopathies ischémiques	Total	Cancer du poumon	Maladies de l'appareil respiratoire		
Plus de 20 % d'autochtones									
Health Labrador Corporation, Terre-Neuve	XXX	X	XX	XX	X	X	XXX	XXX	--
Région des Terres-Cries-de-la-Baie-James, Québec	XXX	XX	XX	XX	X		XXX	XXX	--
Service de santé publique du Nord-Ouest, Ontario	X		X	X				XXX	XXX
Norman, Manitoba		X	XX	X	X	XX	XXX	XX	
Burntwood/Churchill, Manitoba	X	XX	X		X	X	XXX	XXX	
Northern HSB, Saskatchewan	XXX	X			X	XX	XX	XXX	XX
Northwestern RHA, Alberta	X		XX					XXX	--
Nunavut	XXX				XX	XXX	XXX	XXX	XXX
Région du Nunavik, Québec†	XXX	XXX		XXX	X	XXX	XXX	XXX	XXX
Moins de 20 % d'autochtones									
Northern Lights RHA, Alberta	X	X	XX	X	X	XXX	XX	XX	--

Source des données : Base canadienne de données de l'état civil; Division de la démographie

Nota : Taux comparatifs de mortalité (sauf les taux de mortalité infantile) calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991.

X Taux de mortalité de 1,1 à 1,4 fois plus élevé que le taux national.

XX Taux de mortalité de 1,5 à 1,9 fois plus élevé que le taux national.

XXX Taux de mortalité au moins 2,0 fois plus élevé que le taux national.

† Importante variabilité due à la petite taille de la population et au faible nombre de décès

-- Nombres infimes

dont la population compte au moins 20 % d'autochtones non inuits et les régions dont la population est composée de moins de 20 % d'autochtones.

Région du Nunavik et le Nunavut

Dans la région du Nunavik et le Nunavut, le taux de mortalité liée au cancer et aux maladies de l'appareil respiratoire est plus élevé que le taux national aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Pour les hommes, la mortalité associée au cancer est environ 1,5 fois plus élevée que le taux national et, pour les femmes, elle double le taux national au Nunavut (1,3 fois plus élevée pour les femmes de la région du Nunavik). La mortalité dont la cause est le cancer du poumon est particulièrement importante chez les femmes, soit 2,5 fois le taux national pour la région du Nunavik et 4,7 fois pour le Nunavut. Les femmes qui habitent ces régions socio-sanitaires sont également sept fois plus susceptibles de mourir d'une maladie respiratoire que l'ensemble des femmes canadiennes, alors que les hommes du Nunavut et ceux de la région du Nunavik sont 1,5 fois et 3,5 fois plus susceptibles, respectivement, d'être emportés par une maladie respiratoire que l'ensemble des hommes canadiens.

Dans la région du Nunavik, la mortalité liée aux maladies de l'appareil circulatoire est 1,5 fois plus forte que le taux national pour les hommes et presque deux fois plus forte chez les femmes. Plus précisément, la mortalité due à l'accident vasculaire cérébral est importante chez les hommes, tandis que la mortalité résultant d'une cardiopathie ischémique l'est chez les femmes. Au Nunavut, la mortalité liée aux maladies de l'appareil circulatoire est inférieure au taux national pour les hommes et égale pour les femmes.

Contrairement à la situation qu'on observe dans la plupart des régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est faible, dans la région du Nunavik et au Nunavut, la mortalité par suicide est élevée autant chez les hommes que chez les femmes. De surcroît, on enregistre les plus hauts taux de suicide parmi les hommes canadiens dans ces deux régions.

La mortalité infantile est également élevée dans ces régions (plus de deux fois le taux national) autant pour les garçons que pour les filles. Au Nunavut, la mortalité infantile est plus importante chez les filles que chez les garçons, mais on observe la situation inverse dans la région du Nunavik.

Régions socio-sanitaires à faible espérance de vie dont la population autochtone n'est pas inuit

Dans les régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est faible pour les hommes ou pour les femmes et dont plus de 20 % d'autochtones non inuits composent la population, la mortalité due aux maladies de l'appareil circulatoire et de l'appareil respiratoire est, pour la majeure partie, plus élevée que le taux national observé pour les hommes ou les femmes, et plus forte pour les femmes que pour les hommes. Dans la plupart de ces régions, la mortalité due aux maladies de l'appareil respiratoire est particulièrement élevée : de 1,3 à 2,2 fois plus élevée que le taux national pour les hommes et de 1,8 fois à 2,9 fois plus élevée que le taux national pour les femmes. La mortalité due aux maladies de l'appareil circulatoire y est également élevée : le taux est de 1,1 à 1,4 fois plus élevé que le taux national pour les hommes et de 1,2 à 1,8 fois plus élevé que le taux national pour les femmes. Chez les femmes, pour cinq des sept régions socio-sanitaires, le taux de mortalité par cancer est légèrement supérieur à la moyenne nationale, mais on n'observe pas cette tendance chez les hommes.

Dans ces régions socio-sanitaires, la mortalité causée par un traumatisme accidentel est nettement plus élevée que le taux national pour les hommes et pour les femmes. Cependant, à quelques exceptions près, la mortalité par suicide n'excède le taux national que dans le cas des hommes.

Le taux de la mortalité infantile est supérieur au taux national pour les garçons et pour les filles dans toutes ces régions socio-sanitaires, sauf à Norman, au Manitoba.

Régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est faible avec une population composée de moins de 20 % d'autochtones

À une exception près, dans les régions où l'espérance de vie des hommes est faible et dont moins de 20 % d'autochtones composent la population, les taux de mortalité par cancer sont plus élevés que la moyenne nationale. La mortalité par cancer du poumon est particulièrement élevée — de 1,3 à 1,9 fois le taux national. En ce qui a trait aux hommes, dans la plupart de ces régions, la mortalité liée aux maladies de l'appareil circulatoire est à peu près égale au taux national; toutefois, dans plusieurs régions, le taux de mortalité due à un accident vasculaire cérébral ou à une cardiopathie ischémique est supérieur à la moyenne.

Comme dans le cas des régions dont la population est composée de plus de 20 % d'autochtones, la mortalité par traumatisme accidentel ou par suicide est également élevée chez les hommes dans les régions comptant moins de 20 % d'autochtones.

Dans la seule région socio-sanitaire dont la population a moins de 20 % d'autochtones et où l'espérance de vie des femmes est faible, à savoir la Northern Lights Regional Health Authority en Alberta, la mortalité des femmes est plus importante que la moyenne nationale pour toutes les causes de décès, sauf le suicide.

Facteurs associés aux valeurs faibles et élevées de l'espérance de vie

Les régions socio-sanitaires où la durée de vie moyenne des hommes, des femmes ou des deux groupes est plus longue qu'ailleurs partagent plusieurs caractéristiques. Ces régions présentent non seulement un taux de mortalité plus faible pour toutes les causes de décès, mais également un taux de chômage plus faible et un niveau de scolarité plus élevé.

En général, les régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est élevée sont fort peuplées et couvrent une petite région géographique, tandis que celles où l'espérance de vie est faible ont tendance à être moins peuplées et à s'étendre sur une plus grande superficie. En principe, on s'attend à une

plus grande variabilité des taux de mortalité pour les régions où l'espérance de vie est faible, en raison de la petite taille de leur population et, inversement, à une variabilité moindre pour les régions où l'espérance de vie est élevée et où la taille de la population est plus importante.

Taux de mortalité dans les régions où l'espérance de vie est élevée

Dans la plupart des régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est élevée, le taux de la mortalité causée par la maladie chronique (maladies de l'appareil circulatoire, cancer et maladies de l'appareil respiratoire) est inférieur d'au moins 10 % à la moyenne canadienne et il en va de même pour la mortalité infantile, par traumatisme accidentel et par suicide. Ces résultats visent les hommes, les femmes ou les deux sexes confondus. Bien qu'on observe certaines variations de l'écart entre les taux de mortalité enregistrés pour chacune de ces régions et les moyennes nationales qui y correspondent, aucune tendance nette ne se dégage en ce qui concerne le lien entre des causes particulières de décès et la valeur élevée de l'espérance de vie.

Taux de chômage

L'espérance de vie à la naissance augmente avec la diminution du taux de chômage (graphique 2). En 1996, le taux global de chômage enregistré dans les régions socio-sanitaires où l'espérance de vie à la naissance est élevée était égal ou nettement inférieur au taux national de 10,1 % (tableau 4). Il en va de même si l'on considère le taux de chômage des jeunes. Par contre, dans toutes les régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est faible et dont la population compte plus de 20 % d'autochtones, à une exception près, le taux de chômage excédait le taux national de 1 à 10 points de pourcentage (tableau 5).

Niveau de scolarité

L'espérance de vie à la naissance augmente parallèlement à la proportion des personnes de 25 à 54 ans titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires (graphique 3). Parmi les 13 régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est élevée à la

Tableau 4
Caractéristiques socioéconomiques des régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est élevée, 1996

	Taux de chômage	Taux de chômage des jeunes (de 15 à 24 ans)	Titulaires d'un diplôme d'études secondaires (de 25 à 29 ans)	Titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires (de 25 à 54 ans)	Sous le seuil de faible revenu [†] (total)	Sous le seuil de faible revenu [†] (moins de 18 ans)	Logements à prix abordable [‡]
Région 1, Nouveau-Brunswick (F)	X	√	√	X	√	√	√
Région 6, Nouveau-Brunswick (F)	X	X	X	X	X	X	√
SSP d'Ottawa-Carleton, Ontario (T,H)	√	=	√	√	=	=	=
SSP de Peel, Ontario (T,H)	√	√	√	√	√	√	X
SSP de York, Ontario (T,H,F)	√	√	√	√	√	√	X
SSP de Halton, Ontario (T,H,F)	√	√	√	√	√	√	√
SSP de Wellington-Dufferin-Guelph, Ontario (H)	√	√	√	√	√	√	√
Central, Manitoba (H)	√	√	X	X	√	√	√
South Eastman, Manitoba (T,H,F)	√	√	X	X	√	√	√
Weyburn SA, Saskatchewan (F)	√	√	X	X	√	√	√
Swift Current SA, Saskatchewan (T,H,F)	√	√	X	X	√	√	√
Rosetown SA, Saskatchewan (T,H)	√	√	X	X	√	√	√
Headwaters HA, Alberta (H)	√	√	X	√	√	√	√
Calgary HA, Alberta (H)	√	√	√	√	=	=	√
South Okanagan Similkameen, Colombie-Britannique (T,H,F)	=	=	X	√	√	√	=
South Fraser Valley, Colombie-Britannique (T,H)	√	√	X	=	√	√	X
Vancouver, Colombie-Britannique (F)	=	√	√	√	X	X	X
Burnaby, Colombie-Britannique (T,H,F)	√	√	√	√	X	X	X
North Shore, Colombie-Britannique (T,H,F)	√	√	√	√	√	√	X
Richmond, Colombie-Britannique (T,H,F)	√	√	√	√	X	X	X
Victoria, Colombie-Britannique (T,H)	√	√	√	√	√	√	X

Source des données : Recensement du Canada de 1996

Nota : T,H et F indiquent que l'espérance de vie est élevée pour le total de la population, les hommes et/ou les femmes, respectivement, dans la région socio-sanitaire. SSP = Service de santé publique

√ Supérieur de plus de 1 point de pourcentage au taux national

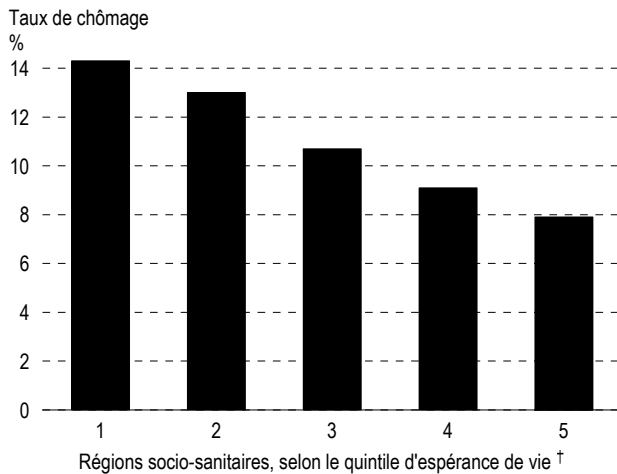
X Inférieur de plus de 1 point de pourcentage au taux national

= Égal à plus ou moins 1 point de pourcentage près au taux national

† Proportion de la population ou d'enfants de moins de 18 ans dans les familles qui consacrent au moins 54,7 % de leur revenu aux nécessités de la vie en 1995; le nombre de personnes vivant dans des circonstances difficiles est d'autant plus faible que la proportion est faible.

‡ Proportion de propriétaires ou de locataires qui consacrent au moins 30 % du revenu total du ménage à des paiements importants ou au loyer brut; un faible pourcentage indique qu'une forte proportion de propriétaires et de locataires ont les moyens de s'offrir le logement qu'ils occupent.

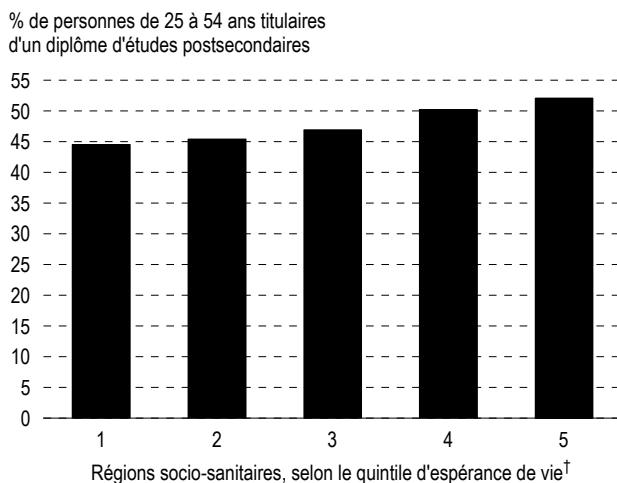
Graphique 2
Taux de chômage, selon le quintile d'espérance de vie à la naissance, régions socio-sanitaires, 1996



Source des données : Recensement du Canada de 1996; Division de la démographie

† Population représentée par chaque quintile : quintile 1 - 2 017 040; quintile 2 - 4 002 060; quintile 3 - 3 995 338; quintile 4 - 8 770 043; quintile 5 - 10 062 334.

Graphique 3
Proportion de personnes de 25 à 54 ans titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires, selon le quintile d'espérance de vie à la naissance, régions socio-sanitaires, 1996



Source des données : Recensement du Canada de 1996; Division de la démographie

† Population représentée par chaque quintile : quintile 1 - 2 017 040; quintile 2 - 4 002 060; quintile 3 - 3 995 338; quintile 4 - 8 770 043; quintile 5 - 10 062 334.

naissance, 9 comptent une proportion de titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires plus grande que celle enregistrée pour l'ensemble du Canada (tableau 4). En revanche, dans toutes les régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est faible et dont plus de 20 % de la population est autochtone, la proportion de personnes de 25 à 29 ans ayant obtenu un diplôme d'études secondaires est moins grande; sauf dans deux de ces régions, la proportion des diplômés d'études postsecondaires est beaucoup plus faible que celle observée pour tout le Canada (tableau 5).

Autres facteurs socioéconomiques

On ne dégage aucune relation cohérente entre l'espérance de vie élevée à la naissance et le niveau global des revenus ou le coût du logement dans les régions socio-sanitaires. Il est certain que certaines régions socio-sanitaires où l'espérance de vie à la naissance est élevée comptent moins de personnes que la moyenne nationale ayant un revenu inférieur au seuil de faible revenu ou plus de logements à prix abordable que partout ailleurs au Canada, mais ce n'est pas le cas pour toutes ces régions (tableau 4).

Mot de la fin

L'espérance de vie à la naissance est considérablement plus faible dans les régions socio-sanitaires éloignées du Nord qu'ailleurs au Canada. Les autochtones composent la majeure partie de la population de plusieurs de ces régions. Cependant, pour les autres régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est faible, la population compte moins de 20 % d'autochtones.

Si la mortalité liée aux principales maladies chroniques est plus élevée dans les régions socio-sanitaires comptant une forte proportion d'autochtones, on constate néanmoins d'importantes variations. Dans ces régions, la mortalité résultant de ces maladies chroniques est plus forte chez les femmes que chez les hommes. De surcroît, les taux sont généralement plus élevés dans les deux régions peuplées majoritairement d'Inuits que dans celles où la population est principalement autochtone, mais non inuit.

Tableau 5
Caractéristiques socioéconomiques des régions socio-sanitaires où l'espérance de vie est faible, 1996

	Taux de chômage	Taux de chômage des jeunes (de 15 à 24 ans)	Titulaires d'un diplôme d'études secondaires (de 25 à 29 ans)	Titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires (de 25 à 54 ans)	Sous le seuil de faible revenu [†] (total)	Sous le seuil de faible revenu [†] (moins de 18 ans)	Logements à prix abordable [‡]
Health Labrador Corporation, Terre-Neuve (T,H,F)	X	X	X	√	√ [§]	√ [§]	√ [§]
Région 4, Nouveau-Brunswick (H)	X	X	X	X	X	X	√
Région de la Côte-Nord, Québec (H)	X	X	X	X	√	√	√
Région des Terres-Cries-de-la-Baie-James, Québec (T,F)	X	X	X	X
SSP du Northwestern, Ontario (T,H,F)	X	X	X	X	√ [§]	√ [§]	√ [§]
SSP du Timiskaming, Ontario (T,H)	X	X	X	X	√	=	√
Norman, Manitoba (T,H,F)	X	X	X	X	√ [§]	√ [§]	√ [§]
Burntwood/Churchill, Manitoba (T,H,F)	X	X	X	X	√ [§]	√ [§]	√ [§]
Northern Health Services Branch, Saskatchewan (T,H,F)	X	X	X	X	X [§]	X [§]	√ [§]
Peace RHA, Alberta (T,H)	√	X	X	X	√	√	√
Northern Lights RHA, Alberta (T,H,F)	√	=	X	√	√	√	√
Northwestern RHA, Alberta (F)	√	X	X	X	√ [§]	√ [§]	√
Yukon (T,H)	X	=	X	√	√ [§]
Nunavut (T,H,F)	X	X	X	X	√ [§]
Région du Nunavik, Québec (T,H,F)	X	X	X	X	√ [§]	√ [§]	√ [§]

Source des données : Recensement du Canada de 1996

Nota : T, H et F indiquent que l'espérance de vie est élevée pour le total de la population, les hommes et/ou les femmes, respectivement, dans la région socio-sanitaire. SSP = Service de santé publique

√ Supérieur de plus de 1 point de pourcentage au taux national

X Inférieur de plus de 1 point de pourcentage au taux national

= Égal à plus ou moins 1 point de pourcentage près au taux national

† Proportion de la population ou d'enfants de moins de 18 ans dans les familles qui consacrent au moins 54,7 % de leur revenu aux nécessités de la vie en 1995; le nombre de personnes vivant dans des circonstances difficiles est d'autant plus faible que la proportion est faible.

‡ Proportion de propriétaires ou de locataires qui consacrent au moins 30 % du revenu total du ménage à des paiements importants ou au loyer brut; un faible pourcentage indique qu'une forte proportion de propriétaires et de locataires ont les moyens de s'offrir le logement qu'ils occupent.

§ Population ne vivant pas dans les réserves

.. Chiffres non disponibles

Il y a lieu de s'inquiéter lorsqu'on observe les hauts taux de mortalité due aux maladies de l'appareil circulatoire, au cancer et aux maladies de l'appareil respiratoire dans les régions socio-sanitaires composées d'une importante population d'autochtones. La forte mortalité liée au cancer du poumon et aux maladies de l'appareil respiratoire chez les femmes inuits est particulièrement alarmante. Elle est vraisemblablement associée à l'usage du tabac. En 1997, chez les autochtones

adultes, le taux d'usage du tabac représentait le double de celui de l'ensemble du Canada⁴.

Le taux élevé de mortalité infantile dans les régions socio-sanitaires avec une population à forte proportion d'autochtones correspond aux résultats d'autres études. Parmi les membres des Premières nations, la mortalité infantile est deux fois plus forte que parmi l'ensemble de la population canadienne⁴. On observe que la mortalité chez les nourrissons des Premières nations est particulièrement

importante durant la période postnatale. Les principales causes de décès durant cette période sont le syndrome de mort subite du nourrisson, les anomalies congénitales et les problèmes de l'appareil respiratoire, comme la bronchite et la pneumonie.

Le risque de mortalité par suicide est élevé chez les hommes de presque toutes les régions où l'espérance de vie des hommes est faible. Dans quelques régions socio-sanitaires, en particulier la région du Nunavik et le Nunavut, la mortalité par suicide est forte autant chez les femmes que chez les hommes. Bien que la plupart des régions où le taux de suicide est élevé chez les hommes soient situées au nord du pays, l'une d'elles se trouve au sud du Canada (la région 4 du Nouveau-Brunswick). À l'instar des autres régions où l'espérance de vie est faible, un taux de chômage supérieur à la moyenne nationale et un niveau de scolarité inférieur au reste du Canada caractérisent cette région du Nouveau-Brunswick.

L'association entre une faible espérance de vie, d'une part, et un taux élevé de chômage et un faible niveau de scolarité, d'autre part, montre que des facteurs non médicaux peuvent jouer un rôle. Pour l'ensemble du Canada, on observe une telle association entre le faible niveau de revenus, le faible niveau de scolarité, le mauvais état de santé et la maladie chronique chez les adultes. ●

Pour plus d'information, contacter Jason Gilmore (613-951-7118; gilmjas@statcan.ca) ou Brenda Wannell (613-951-8554; brenda.wannell@statcan.ca), Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada.

Références

1. C.L. Chiang, « *The Life Table and Its Applications* », Malabar, Floride, Robert E. Krieger Publishing Company, 1984.
2. Organisation de coopération et de développement économiques, *Eco-Santé OCDE 1999* (CD-ROM).
3. Statistique Canada, Aperçu des statistiques sur la santé (Statistique Canada, n° 82F0075XCB), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1999.
4. Comité consultatif fédéral-provincial-territorial sur la santé de la population, « *Pour un avenir en santé : Deuxième rapport sur la santé de la population* » (n° H39-468/1999F au catalogue), Ottawa, ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux, 1999.
5. H. MacMillan, C. Walsh, E. Jamieson *et al.*, « *La santé des enfants dans les Enquêtes régionales sur la santé réalisées par les Premières nations et les Inuit* », Enquêtes régionales sur la santé réalisées par les Premières nations et les Inuit, Comité de direction, Ottawa, 1999.

Annexe

Tableau A
Espérance de vie à la naissance, selon la région socio-sanitaire, 1996

Code de carte	Région socio-sanitaire	Hommes et femmes confondus		Hommes		Femmes	
		Espérance de vie (années)	Intervalle de confiance de 95 %	Espérance de vie (années)	Intervalle de confiance de 95 %	Espérance de vie (années)	Intervalle de confiance de 95 %
Terre-Neuve							
1001	Health and Community Services St. John's Region	77,6	77,2 - 78,0	74,2	73,6 - 74,8	80,8	80,2 - 81,4
1002	Health and Community Services Eastern Region	76,8	76,3 - 77,2	73,9	73,3 - 74,5	80,0	79,3 - 80,6
1003	Health and Community Services Central Region	77,6	77,1 - 78,0	75,4	74,7 - 76,0	80,0	79,3 - 80,7
1004	Health and Community Services Western Region	77,3	76,7 - 77,8	75,0	74,3 - 75,7	79,7	78,9 - 80,5
1005	Grenfell Regional Health Services Board	77,6	76,3 - 79,0	75,9	74,0 - 77,7	79,7	77,8 - 81,7
1006	Health Labrador Corporation	73,4	72,0 - 74,8	69,9	68,1 - 71,8	77,9	75,7 - 80,0
Île-du-Prince-Édouard							
1101	Île-du-Prince-Édouard	78,0	77,5 - 78,4	74,5	73,9 - 75,1	81,5	80,9 - 82,1
Nouvelle-Écosse							
1201	Ouest	78,3	77,9 - 78,6	75,5	75,1 - 76,0	81,1	80,6 - 81,5
1202	Centre	78,1	77,8 - 78,4	75,2	74,8 - 75,6	80,8	80,4 - 81,2
1203	Nord	77,7	77,3 - 78,1	74,9	74,3 - 75,4	80,6	80,0 - 81,1
1204	Est	76,8	76,4 - 77,1	73,7	73,2 - 74,2	79,9	79,4 - 80,4
Nouveau-Brunswick							
1301	Région 1	78,8	78,4 - 79,2	75,3	74,8 - 75,9	82,3	81,8 - 82,8
1302	Région 2	77,5	77,2 - 77,9	74,7	74,1 - 75,2	80,3	79,7 - 80,8
1303	Région 3	77,9	77,5 - 78,3	74,9	74,4 - 75,5	80,9	80,3 - 81,4
1304	Région 4	76,5	75,7 - 77,2	72,9	71,8 - 74,0	80,1	79,2 - 81,1
1305	Région 5	77,9	76,9 - 78,8	74,1	72,8 - 75,4	81,6	80,4 - 82,8
1306	Région 6	78,9	78,3 - 79,5	75,7	74,9 - 76,5	82,5	81,7 - 83,2
1307	Région 7	77,2	76,5 - 78,0	73,6	72,5 - 74,6	81,3	80,3 - 82,3
Québec							
2401	Région du Bas-Saint-Laurent	78,1	77,7 - 78,4	74,7	74,2 - 75,2	81,5	81,1 - 82,0
2402	Région du Saguenay - Lac-Saint-Jean	76,7	76,4 - 77,0	73,3	72,8 - 73,7	80,2	79,8 - 80,7
2403	Région de Québec	78,1	77,9 - 78,3	74,4	74,1 - 74,6	81,5	81,2 - 81,8
2404	Région de la Mauricie-Bois-Francs	77,4	77,2 - 77,7	73,8	73,4 - 74,1	81,1	80,7 - 81,4
2405	Région de l'Estrie	77,9	77,6 - 78,2	74,5	74,1 - 75,0	81,2	80,7 - 81,6
2406	Région de Montréal-Centre	78,1	78,0 - 78,2	74,8	74,6 - 74,9	81,0	80,8 - 81,1
2407	Région de l'Outaouais	77,1	76,8 - 77,4	74,1	73,7 - 74,5	80,1	79,7 - 80,6
2408	Région de l'Abitibi-Témiscamingue	76,3	75,8 - 76,7	73,1	72,5 - 73,7	79,8	79,2 - 80,4
2409	Région de la Côte-Nord	76,3	75,7 - 76,8	72,6	71,8 - 73,4	80,6	79,8 - 81,3
2410	Région du Nord-du-Québec	76,4	74,7 - 78,1	73,9	71,7 - 76,0	80,0	77,3 - 82,6
2411	Région de la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine	76,7	76,2 - 77,2	73,1	72,3 - 73,8	80,8	80,1 - 81,5
2412	Région de la Chaudière-Appalaches	78,2	77,9 - 78,4	74,6	74,3 - 75,0	81,8	81,5 - 82,2
2413	Région de Laval	78,8	78,5 - 79,1	75,9	75,5 - 76,3	81,4	81,1 - 81,8
2414	Région de Lanaudière	77,4	77,1 - 77,7	74,4	74,0 - 74,8	80,5	80,1 - 80,9
2415	Région des Laurentides	77,3	77,0 - 77,5	74,5	74,1 - 74,8	80,3	79,9 - 80,6
2416	Région de la Montérégie	78,3	78,2 - 78,4	75,4	75,2 - 75,6	81,1	80,9 - 81,3
2417	Région du Nunavik	64,4	62,1 - 66,6	68,8	66,6 - 70,9	71,5	69,3 - 73,7
2418	Région des Terres-Cries-de-la-Baie-James	74,7	72,7 - 76,7	72,8	70,0 - 75,6	76,7	73,9 - 79,5
Ontario							
3526	Algoma Public Health Unit	76,9	76,4 - 77,4	74,1	73,5 - 74,7	79,8	79,2 - 80,4
3527	Brant Public Health Unit	77,9	77,5 - 78,3	75,1	74,5 - 75,7	80,6	80,0 - 81,2
3530	Durham Public Health Unit	78,5	78,2 - 78,7	76,1	75,7 - 76,4	80,7	80,4 - 81,0
3531	Elgin-St Thomas Public Health Unit	77,0	76,4 - 77,5	74,1	73,3 - 74,8	79,8	79,0 - 80,6
3533	Bruce-Grey-Owen Sound Public Health Unit	77,5	77,1 - 77,9	75,1	74,5 - 75,7	80,0	79,4 - 80,5

Code de carte	Région socio-sanitaire	Hommes et femmes confondus		Hommes		Femmes	
		Espérance de vie (années)	Intervalle de confiance de 95 %	Espérance de vie (années)	Intervalle de confiance de 95 %	Espérance de vie (années)	Intervalle de confiance de 95 %
3534	Haldimand-Norfolk Public Health Unit	77,7	77,2 - 78,2	75,1	74,4 - 75,8	80,3	79,6 - 81,0
3535	Haliburton, Kawartha, Pine Ridge Public Health Unit	78,5	78,1 - 78,9	76,0	75,5 - 76,6	81,0	80,5 - 81,5
3536	Halton Public Health Unit	80,3	80,0 - 80,5	77,8	77,4 - 78,2	82,5	82,1 - 82,9
3537	Hamilton-Wentworth Public Health Unit	78,0	77,8 - 78,2	75,3	75,0 - 75,7	80,6	80,2 - 80,9
3538	Hastings and Prince Edward Public Health Unit	77,3	76,9 - 77,7	74,3	73,7 - 74,9	80,3	79,7 - 80,8
3539	Huron Public Health Unit	78,6	78,0 - 79,2	75,6	74,7 - 76,5	81,7	80,8 - 82,5
3540	Kent-Chatham Public Health Unit	76,4	76,0 - 76,9	73,5	72,8 - 74,2	79,3	78,6 - 80,0
3541	Kingston, Frontenac, Lennox and Addington Public Health Unit	77,8	77,4 - 78,2	74,8	74,3 - 75,4	80,7	80,2 - 81,2
3542	Lambton Public Health Unit	78,6	78,2 - 79,1	75,7	75,1 - 76,3	81,5	80,9 - 82,1
3543	Leeds, Grenville, Lanark Public Health Unit	77,2	76,8 - 77,5	74,2	73,6 - 74,7	80,2	79,6 - 80,7
3544	Middlesex-London Public Health Unit	78,4	78,2 - 78,7	75,4	75,0 - 75,7	81,4	81,0 - 81,7
3545	Muskoka-Parry Sound Public Health Unit	77,3	76,8 - 77,9	74,1	73,2 - 74,9	80,9	80,1 - 81,7
3546	Niagara Public Health Unit	78,4	78,1 - 78,6	75,7	75,4 - 76,1	80,9	80,5 - 81,2
3547	North Bay Public Health Unit	76,3	75,8 - 76,8	73,5	72,8 - 74,2	79,2	78,5 - 79,9
3549	Northwestern Public Health Unit	73,8	73,2 - 74,5	70,3	69,3 - 71,2	77,8	76,9 - 78,6
3551	Ottawa-Carleton Public Health Unit	79,6	79,4 - 79,8	77,1	76,8 - 77,4	81,8	81,5 - 82,0
3552	Oxford Public Health Unit	78,0	77,5 - 78,5	75,6	74,9 - 76,2	80,2	79,5 - 81,0
3553	Peel Public Health Unit	80,1	79,9 - 80,3	77,8	77,5 - 78,1	82,1	81,9 - 82,4
3554	Perth Public Health Unit	79,0	78,5 - 79,6	76,0	75,2 - 76,8	82,0	81,2 - 82,8
3555	Peterborough Public Health Unit	78,5	78,0 - 78,9	76,0	75,3 - 76,6	80,9	80,3 - 81,5
3556	Porcupine Public Health Unit	76,2	75,7 - 76,7	73,2	72,5 - 73,9	79,4	78,7 - 80,2
3557	Renfrew Public Health Unit	78,1	77,6 - 78,5	75,1	74,4 - 75,8	81,0	80,4 - 81,7
3558	Eastern Ontario Public Health Unit	77,3	76,9 - 77,7	74,5	74,0 - 75,0	80,1	79,6 - 80,6
3560	Simcoe Public Health Unit	78,1	77,9 - 78,4	75,4	75,0 - 75,8	80,9	80,5 - 81,2
3561	Sudbury Public Health Unit	76,6	76,3 - 77,0	73,9	73,4 - 74,4	79,5	78,9 - 80,0
3562	Thunder Bay Public Health Unit	76,9	76,5 - 77,3	74,4	73,8 - 75,0	79,4	78,9 - 80,0
3563	Timiskaming Public Health Unit	75,7	74,9 - 76,5	72,8	71,7 - 74,0	78,7	77,6 - 79,8
3565	Waterloo Public Health Unit	78,9	78,6 - 79,1	75,9	75,5 - 76,2	81,7	81,3 - 82,0
3566	Wellington-Dufferin-Guelph Public Health Unit	79,0	78,7 - 79,4	76,6	76,2 - 77,1	81,3	80,9 - 81,8
3568	Windsor-Essex Public Health Unit	77,9	77,6 - 78,2	75,0	74,6 - 75,3	80,7	80,3 - 81,1
3570	York Public Health Unit	80,8	80,5 - 81,0	78,8	78,5 - 79,1	82,6	82,3 - 82,9
3595	Toronto City Public Health Unit	79,3	79,2 - 79,4	76,3	76,2 - 76,5	82,1	82,0 - 82,3
Manitoba							
4610	Winnipeg	78,1	77,8 - 78,3	75,3	75,0 - 75,6	80,5	80,2 - 80,8
4615	Brandon	78,7	78,0 - 79,5	76,4	75,2 - 77,5	80,9	79,9 - 81,9
4620	North Eastman	77,5	76,6 - 78,4	74,7	73,4 - 76,0	80,8	79,5 - 82,1
4625	South Eastman	79,5	78,8 - 80,2	76,5	75,5 - 77,6	82,8	81,8 - 83,9
4630	Interlake	77,5	76,9 - 78,1	75,1	74,2 - 76,0	80,2	79,3 - 81,1
4640	Central	78,9	78,3 - 79,4	76,6	75,9 - 77,4	81,1	80,4 - 81,9
4650	Marquette	77,8	76,9 - 78,7	74,1	72,7 - 75,5	81,9	80,8 - 83,0
4655	South Westman	77,8	77,0 - 78,7	75,2	74,0 - 76,5	80,5	79,4 - 81,7
4660	Parkland	76,6	75,8 - 77,5	73,8	72,6 - 75,0	79,8	78,6 - 80,9
4670	Norman	74,4	73,3 - 75,5	71,7	70,1 - 73,2	77,5	76,0 - 79,1
4680	Burntwood/Churchill [†]	73,0	71,9 - 74,1	70,4	68,9 - 71,9	75,6	73,9 - 77,2
Saskatchewan							
4701	Weyburn (A) Service Area	79,2	78,5 - 79,8	76,0	75,0 - 76,9	82,7	81,8 - 83,6
4702	Moose Jaw (B) Service Area	78,7	78,0 - 79,4	75,9	74,9 - 76,9	81,6	80,6 - 82,6
4703	Swift Current (C) Service Area	79,8	79,1 - 80,6	76,8	75,7 - 77,9	83,0	82,1 - 84,0
4704	Regina (D) Service Area	78,1	77,7 - 78,5	74,8	74,3 - 75,3	81,3	80,8 - 81,8
4705	Yorkton (E) Service Area	78,3	77,7 - 79,0	75,6	74,7 - 76,5	81,3	80,4 - 82,2
4706	Saskatoon (F) Service Area	78,9	78,6 - 79,3	76,0	75,6 - 76,5	81,8	81,3 - 82,3
4707	Rosetown (G) Service Area	79,5	78,8 - 80,3	77,2	76,2 - 78,3	81,9	80,9 - 83,0
4708	Melfort (H) Service Area	78,1	77,3 - 78,9	75,1	73,9 - 76,3	81,4	80,3 - 82,5
4709	Prince Albert (I) Service Area	77,7	77,1 - 78,4	75,4	74,5 - 76,3	80,2	79,3 - 81,1
4710	North Battleford (J) Service Area	77,0	76,3 - 77,7	73,5	72,5 - 74,5	81,0	80,1 - 82,0
4711	Northern Health Services Branch (K) Service Area	73,0	71,7 - 74,3	70,6	68,9 - 72,3	76,1	74,1 - 78,0
Alberta							
4801	Chinook Regional Health Authority	78,0	77,5 - 78,4	75,0	74,3 - 75,6	81,1	80,5 - 81,7

Code de carte	Région socio-sanitaire	Hommes et femmes confondus		Hommes		Femmes	
		Espérance de vie (années)	Intervalle de confiance de 95 %	Espérance de vie (années)	Intervalle de confiance de 95 %	Espérance de vie (années)	Intervalle de confiance de 95 %
4802	Palliser Health Authority	78,6	78,0 - 79,2	75,9	75,1 - 76,7	81,4	80,7 - 82,2
4803	Headwaters Health Authority	79,3	78,7 - 80,0	76,9	75,9 - 77,8	81,9	80,9 - 82,8
4804	Calgary Health Authority	79,2	79,0 - 79,4	76,7	76,4 - 77,0	81,6	81,3 - 81,8
4805	Health Authority #5	77,6	76,8 - 78,4	75,2	74,1 - 76,4	80,0	78,9 - 81,1
4806	David Thompson Regional Health Authority	78,3	77,9 - 78,7	75,9	75,3 - 76,5	80,8	80,2 - 81,4
4807	East Central Health Authority	77,9	77,4 - 78,4	74,7	74,0 - 75,4	81,5	80,8 - 82,2
4808	WestView Regional Health Authority	77,8	77,1 - 78,4	74,8	73,9 - 75,6	81,2	80,3 - 82,1
4809	Crossroads Regional Health Authority	77,6	76,7 - 78,6	75,2	73,9 - 76,4	80,3	78,9 - 81,6
4810	Capital Health Authority	79,1	78,8 - 79,3	76,3	76,0 - 76,6	81,6	81,3 - 81,9
4811	Aspen Regional Health Authority	77,7	77,1 - 78,3	75,2	74,5 - 76,0	80,7	79,8 - 81,5
4812	Lakeland Regional Health Authority	77,7	77,1 - 78,2	75,0	74,3 - 75,7	80,7	80,0 - 81,5
4813	Mistahia Regional Health Authority	77,7	77,0 - 78,4	74,9	74,0 - 75,8	80,9	80,0 - 81,9
4814	Peace Regional Health Authority	73,6	72,2 - 74,9	69,7	67,9 - 71,5	78,5	76,5 - 80,4
4815	Keeweenaw Lakes Regional Health Authority	77,1	75,6 - 78,6	74,8	72,8 - 76,9	80,0	77,7 - 82,2
4816	Northern Lights Regional Health Authority	74,2	72,9 - 75,5	71,4	69,8 - 73,0	78,0	75,5 - 80,4
4817	Northwestern Regional Health Authority	77,2	75,1 - 79,2	76,2	73,3 - 79,1	78,2	75,3 - 81,0
Colombie-Britannique							
5901	East Kootenay	78,7	78,1 - 79,3	76,1	75,2 - 77,0	81,4	80,6 - 82,3
5902	West Kootenay-Boundary	77,6	77,0 - 78,2	74,8	73,9 - 75,6	80,8	80,0 - 81,6
5903	North Okanagan	78,8	78,3 - 79,3	76,4	75,6 - 77,1	81,4	80,7 - 82,0
5904	South Okanagan Similkameen	80,2	79,9 - 80,6	77,4	76,9 - 77,9	83,2	82,7 - 83,6
5905	Thompson	77,0	76,5 - 77,5	74,2	73,5 - 74,8	80,0	79,4 - 80,7
5906	Fraser Valley	78,7	78,3 - 79,0	76,1	75,6 - 76,6	81,3	80,8 - 81,7
5907	South Fraser Valley	79,6	79,4 - 79,8	77,2	76,8 - 77,5	82,0	81,7 - 82,3
5908	Simon Fraser	78,7	78,4 - 79,0	76,1	75,6 - 76,5	81,2	80,7 - 81,6
5909	Coast Garibaldi	78,2	77,6 - 78,9	75,6	74,7 - 76,5	81,1	80,2 - 82,0
5910	Central Vancouver Island	78,3	77,9 - 78,6	75,4	74,9 - 75,9	81,3	80,8 - 81,7
5911	Upper Island/Central Coast	77,7	77,2 - 78,2	75,5	74,8 - 76,2	80,1	79,4 - 80,8
5912	Cariboo	76,4	75,7 - 77,1	73,5	72,6 - 74,5	79,7	78,8 - 80,7
5913	North West	77,5	76,8 - 78,2	75,5	74,6 - 76,4	79,9	78,9 - 80,8
5914	Peace Liard	77,2	76,4 - 77,9	75,0	74,0 - 76,1	79,7	78,6 - 80,8
5915	Northern Interior	76,6	76,0 - 77,2	73,9	73,1 - 74,6	79,8	79,0 - 80,6
5916	Vancouver	78,5	78,3 - 78,8	74,6	74,3 - 75,0	82,5	82,2 - 82,9
5917	Burnaby	79,7	79,3 - 80,0	76,6	76,1 - 77,1	82,6	82,1 - 83,1
5918	North Shore	80,4	80,1 - 80,8	78,2	77,7 - 78,7	82,5	82,0 - 82,9
5919	Richmond	81,4	81,0 - 81,8	78,5	77,9 - 79,1	84,0	83,4 - 84,6
5920	Capital	79,7	79,5 - 80,0	77,2	76,8 - 77,6	82,0	81,7 - 82,4
Yukon							
6001	Yukon	75,3	74,1 - 76,4	72,3	70,8 - 73,7	79,4	77,6 - 81,3
Territoires du Nord-Ouest							
6101	Territoires du Nord-Ouest	76,7	75,4 - 77,9	74,6	72,9 - 76,2	79,2	77,3 - 81,0
Nunavut							
6201	Nunavut	70,1	68,3 - 71,8	67,8	65,8 - 69,8	71,2	68,7 - 73,7

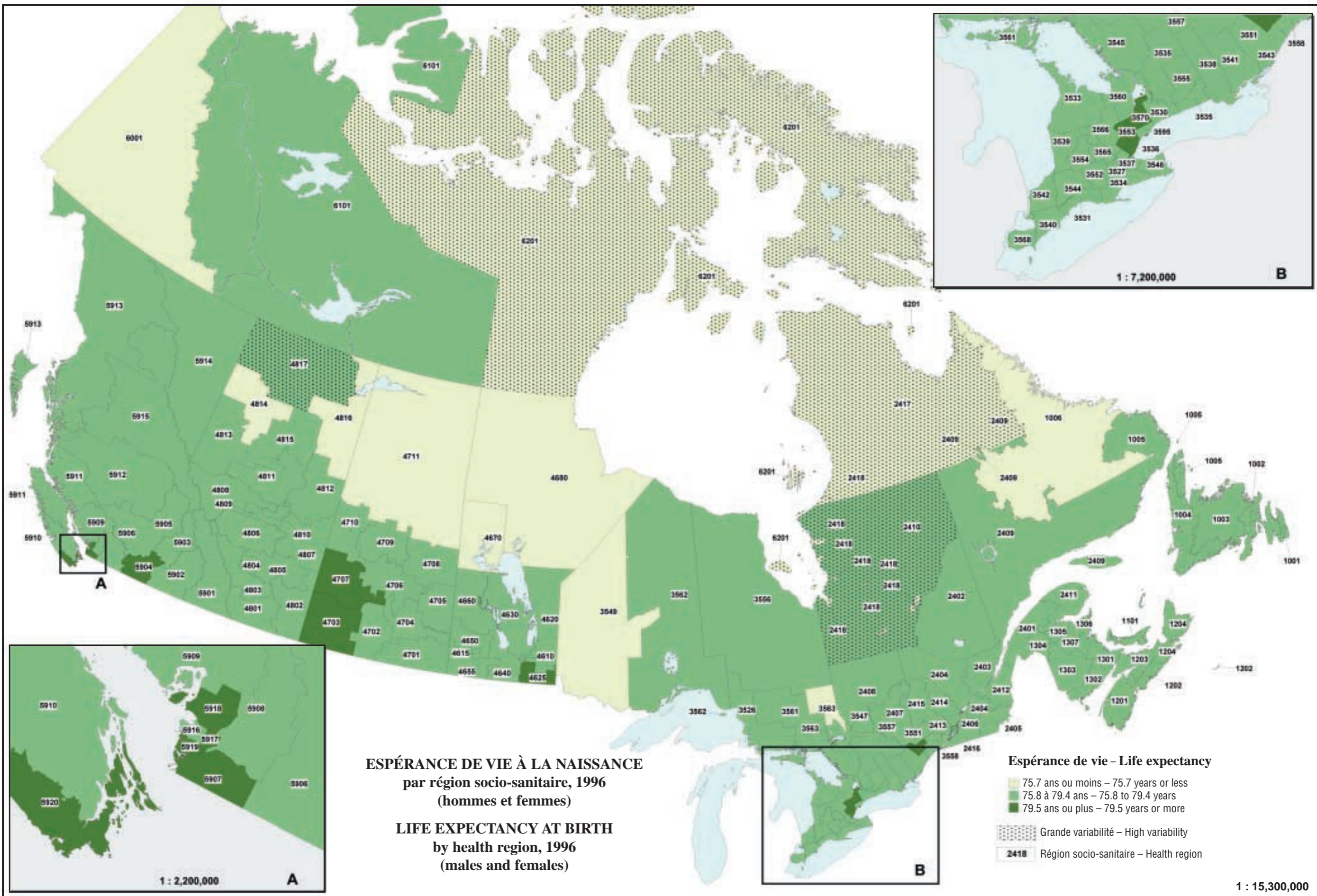
Source des données : Base canadienne de données de l'état civil; Division de la démographie

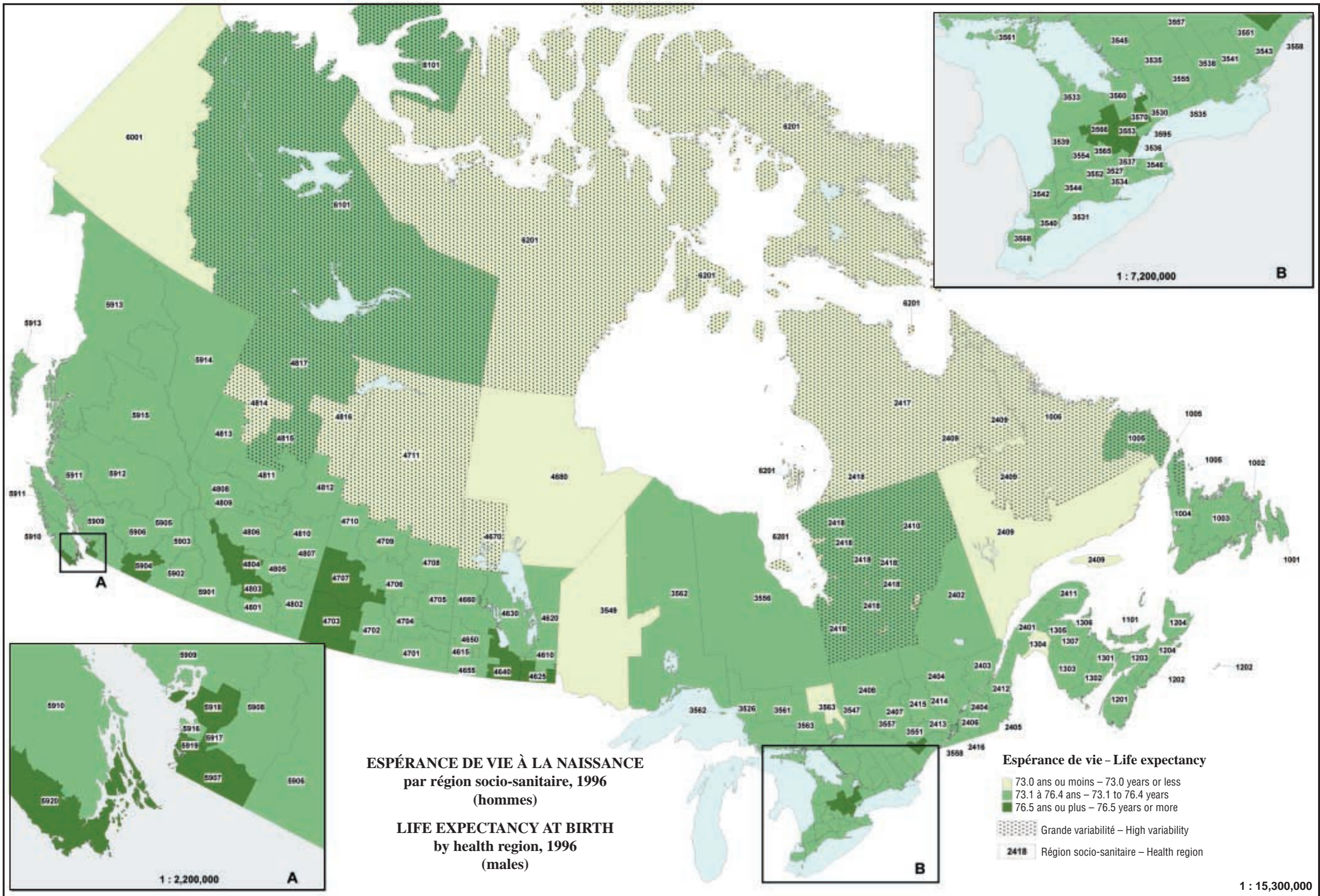
† Étant donné la faible population de Churchill (Manitoba) (code de carte 4690), cette région socio-sanitaire est regroupée avec Burntwood (code de carte 4680).

Nota : Cette information est disponible dans un fichier électronique (CSV) sur le site Talon à l'adresse suivante : http://www.statcan.ca/francais/ads/82-003-XPB/letab_f.htm

Cartes

Code de carte	Région socio-sanitaire	Code de carte	Région socio-sanitaire
Terre-Neuve			
1001	Health and Community Services St. John's Region	3566	Wellington-Dufferin-Guelph Public Health Unit
1002	Health and Community Services Eastern Region	3568	Windsor-Essex Public Health Unit
1003	Health and Community Services Central Region	3570	York Public Health Unit
1004	Health and Community Services Western Region	3595	Toronto City Public Health Unit
1005	Grenfell Regional Health Services Board		
1006	Health Labrador Corporation		
Île-du-Prince-Édouard			
1101	Île-du-Prince-Édouard		
Nouvelle-Écosse			
1201	Ouest	4610	Winnipeg
1202	Centre	4615	Brandon
1203	Nord	4620	North Eastman
1204	Est	4625	South Eastman
		4630	Interlake
		4640	Central
		4650	Marquette
		4655	South Westman
		4660	Parkland
		4670	Norman
		4680	Burntwood
		4690	Churchill
Nouveau-Brunswick			
1301	Région 1		
1302	Région 2		
1303	Région 3	4701	Saskatchewan
1304	Région 4	4702	Weyburn (A) Service Area
1305	Région 5	4703	Moose Jaw (B) Service Area
1306	Région 6	4704	Swift Current (C) Service Area
1307	Région 7	4705	Regina (D) Service Area
		4706	Yorkton (E) Service Area
		4707	Saskatoon (F) Service Area
		4708	Rosetown (G) Service Area
		4709	Melfort (H) Service Area
		4710	Prince Albert (I) Service Area
		4711	North Battleford (J) Service Area
			Northern Health Services Branch (K) Service Area
Québec			
2401	Région du Bas-Saint-Laurent	4801	Alberta
2402	Région du Saguenay - Lac-Saint-Jean	4802	Chinook Regional Health Authority
2403	Région de Québec	4803	Palliser Health Authority
2404	Région de la Mauricie-Bois-Francs	4804	Headwaters Health Authority
2405	Région de l'Estrie	4805	Calgary Regional Health Authority
2406	Région de Montréal-Centre	4806	Health Authority #5
2407	Région de l'Outaouais	4807	David Thompson Regional Health Authority
2408	Région de l'Abitibi-Témiscamingue	4808	East Central Health Authority
2409	Région de la Côte-Nord	4808	WestView Regional Health Authority
2410	Région du Nord-du-Québec	4809	Crossroads Regional Health Authority
2411	Région de la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine	4810	Capital Health Authority
2412	Région de la Chaudière-Appalaches	4811	Aspen Regional Health Authority
2413	Région de Laval	4812	Lakeland Regional Health Authority
2414	Région de Lanaudière	4813	Lakeland Regional Health Authority
2415	Région des Laurentides	4814	Peace Regional Health Authority
2416	Région de la Montérégie	4815	Keeveetnuk Lakes Regional Health Authority
2417	Région du Nunavik	4816	Northern Lights Regional Health Authority
2418	Région des Terres-Cries-de-la-Baie-James	4817	Northwestern Regional Health Authority
Ontario			
3526	Algoma Public Health Unit	5901	Colombie-Britannique
3527	Brant Public Health Unit	5902	East Kootenay
3530	Durham Public Health Unit	5903	West Kootenay-Boundary
3531	Elgin-St Thomas Public Health Unit	5904	North Okanagan
3533	Bruce-Grey-Owen Sound Public Health Unit	5905	South Okanagan Similkameen
3534	Haldimand-Norfolk Public Health Unit	5906	Thompson
3535	Haliburton, Kawartha, Pine Ridge Public Health Unit	5907	Fraser Valley
3536	Halton Public Health Unit	5907	South Fraser Valley
3537	Hamilton-Wentworth Public Health Unit	5908	Simon Fraser
3538	Hastings and Prince Edward Public Health Unit	5909	Coast Garibaldi
3539	Huron Public Health Unit	5910	Central Vancouver Island
3540	Kent-Chatham Public Health Unit	5911	Upper Island/Central Coast
3541	Kingston, Frontenac, Lennox et Addington Public Health Unit	5912	Cariboo
3542	Lambton Public Health Unit	5913	North West
3543	Leeds, Grenville, Lanark Public Health Unit	5914	Peace Liard
3544	Middlesex-London Public Health Unit	5915	Northern Interior
3545	Muskoka-Parry Sound Public Health Unit	5916	Vancouver
3546	Niagara Public Health Unit	5917	Burnaby
3547	North Bay Public Health Unit	5918	North Shore
3549	Northwestern Public Health Unit	5919	Richmond
3551	Ottawa-Carleton Public Health Unit	5920	Capital
3552	Oxford Public Health Unit		
3553	Peel Public Health Unit		
3554	Perth Public Health Unit	6001	Yukon
3555	Peterborough Public Health Unit		Yukon
3556	Porcupine Public Health Unit	6101	Territoires du Nord-Ouest
3557	Renfrew Public Health Unit		Territoires du Nord-Ouest
3558	Eastern Ontario Public Health Unit		Nunavut
3560	Simcoe Public Health Unit		Nunavut
3561	Sudbury Public Health Unit		
3562	Thunder Bay Public Health Unit		
3563	Timiskaming Public Health Unit		
3565	Waterloo Public Health Unit		





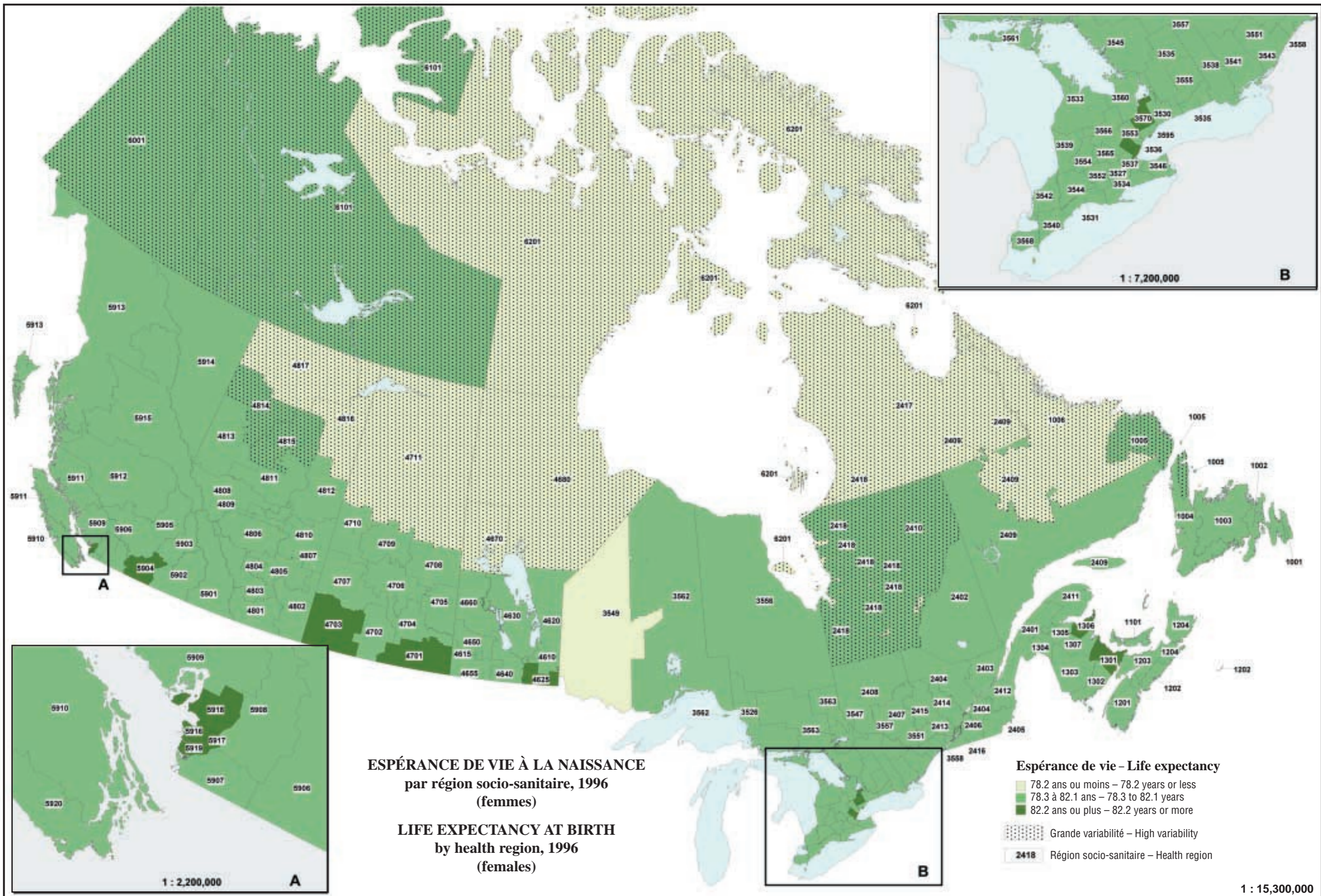
**ESPÉRANCE DE VIE À LA NAISSANCE
par région socio-sanitaire, 1996
(hommes)**

**LIFE EXPECTANCY AT BIRTH
by health region, 1996
(males)**

Espérance de vie – Life expectancy

- 73.0 ans ou moins – 73.0 years or less
- 73.1 à 76.4 ans – 73.1 to 76.4 years
- 76.5 ans ou plus – 76.5 years or more

- Grande variabilité – High variability
- Région socio-sanitaire – Health region



L'état de santé des enfants

Faits saillants

- Au XX^e siècle au Canada, on a assisté à un recul spectaculaire de la mortalité infantile à l'échelle nationale, ainsi qu'à une atténuation des disparités régionales.
- Les écarts entre les taux de mortalité infantile liés au revenu ont diminué considérablement; cependant, en 1996, les taux observés pour les quartiers les plus pauvres continuaient d'excéder de deux tiers les taux observés pour les quartiers les plus riches.
- Aujourd'hui, la mortalité infantile dans les quartiers les plus pauvres du Canada est significativement plus faible que le taux national enregistré aux États-Unis. Cependant, ce résultat est moins impressionnant que ceux atteints par certains pays européens, comme la France et la Suède. La mortalité infantile dans les quartiers les plus riches du Canada n'excède pas, à l'heure actuelle, la moyenne nationale enregistrée en Suède.
- Ces dernières années, au Canada, les écarts entre les taux de mortalité infantile liés au revenu ont cessé de diminuer, alors que les écarts régionaux ont continué de s'amenuiser.
- Depuis 1971, la mortalité juvénile due à la plupart des causes extérieures de décès (accidents, empoisonnement et actes de violence) a diminué considérablement au Canada. Néanmoins, le taux de suicide a augmenté chez les enfants.
- La plupart des enfants canadiens se portent très bien. Cependant, on observe des différences d'origine socioéconomique dès le plus jeune âge. Les enfants dont les parents n'ont atteint qu'un faible niveau de scolarité sont plus susceptibles que les autres d'être considérés en mauvaise santé et moins susceptibles d'être constamment en bonne santé.

Les trente dernières années, la mortalité infantile et la mortalité juvénile ont régressé considérablement au Canada. Ces tendances témoignent des efforts déployés en vue de protéger la santé des enfants canadiens. Ainsi, les progrès ayant trait à la prévention de la mortalité liée aux causes principales de décès chez le nourrisson (enfant de moins d'un an) et chez l'enfant (de 1 à 14 ans) ont été impressionnants. Ce sont les quartiers les plus pauvres et les régions les plus défavorisées qui ont connu la baisse la plus importante de la mortalité infantile. Néanmoins, des disparités d'état de santé persistent chez les nourrissons et les autres enfants.

Le présent article décrit l'évolution de l'état de santé des enfants, ainsi que les disparités persistantes (voir *Méthodologie et Définitions*). On y examine les tendances de la mortalité infantile, du faible poids à la naissance et de la mortalité juvénile, ainsi que le recul de certaines causes principales de décès chez le nourrisson et l'enfant. On analyse aussi les écarts entre les mesures de l'état de santé des nourrissons et des enfants en fonction du statut socioéconomique (niveaux de revenu et de scolarité) et de la région. Enfin, on souligne certains faits récents préoccupants, comme l'augmentation de la proportion de bébés ayant un faible

poids à la naissance mis au monde par des adolescentes et l'augmentation du taux de suicide chez les enfants.

L'état de santé des nourrissons (évalué en se fondant sur la mortalité infantile et le taux de bébés

ayant un faible poids à la naissance) et celui des autres enfants (évalué d'après la mortalité et la morbidité juvéniles) sont étudiés indépendamment, car les profils sont différents pour ces deux groupes d'âge.

Méthodologie

Source des données

Le présent article se fonde sur les données de Statistique Canada suivantes : données sur les naissances vivantes et les enregistrements de décès extraites de la Base canadienne de données sur l'état civil, ainsi que de la Base canadienne de données sur la natalité et de la Base canadienne de données sur la mortalité qui en sont dérivées; estimations démographiques selon l'âge, le sexe et la province; données de recensement sur le faible revenu selon le secteur de recensement et l'âge; tables de survie historiques pour 1901; tables de survie abrégées pour 1996; Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ).

Techniques d'analyse

L'analyse descriptive des données sur la natalité et sur la mortalité montre les taux, les écarts entre taux, les rapports entre les taux et les événements en nombre. On présente en général la valeur par année (ou la moyenne calculée sur trois ans), par région et par quintile de revenu selon les quartiers. Des comparaisons entre pays sont également présentées pour la mortalité infantile.

Les mesures de morbidité tirées de l'ELNEJ sont analysées en fonction de six variables liées à la santé, à savoir la perception de l'état de santé en 1996-1997, la variation de l'état de santé perçue de 1994-1995 à 1996-1997 (amélioration ou détérioration), les blessures graves subies en 1996-1997, les blessures graves répétées de 1994-1995 à 1996-1997 et la limitation des activités en 1996-1997. Pour chacune de ces mesures de morbidité, on a d'abord testé un modèle de régression logistique de base auquel on a ajouté ensuite certaines variables explicatives. Les variables incluses dans le modèle de base sont l'âge et le sexe de l'enfant, la présence de deux parents et le niveau de scolarité des parents. Au modèle de l'état de santé, on a ajouté l'absence de problèmes de santé chroniques à titre de variable particulière destinée à tenir compte de l'état de santé de l'enfant. Enfin, au modèle de la variation de la perception de l'état de santé entre 1994-1995 et 1996-1997, on a ajouté la manifestation de problèmes de santé chroniques entre 1994-1995 et 1996-1997, ainsi que la disparition de problèmes de santé chroniques durant la même période à titre de variables particulières.

Pour l'analyse de la morbidité, on a choisi le niveau de scolarité des parents plutôt que le revenu comme mesure du statut

socioéconomique, car, en général, ce niveau est établi avant la naissance de l'enfant et n'est donc pas influencé par la santé de ce dernier. Il aurait été plus difficile d'interpréter les résultats obtenus en prenant le revenu comme indicateur du statut socioéconomique, puisque les parents d'un enfant gravement malade pourraient choisir de réduire leur revenu (par exemple, en passant d'une famille comptant deux soutiens à une famille n'en comptant qu'un seul) afin de prodiguer des soins à l'enfant.

Limites

On estime que les données de l'état civil sur la natalité et sur la mortalité sont assez complètes et exactes en ce qui concerne le poids à la naissance, l'âge de la mère, le rang de naissance, la date du décès et la cause principale du décès. Ces dernières années, les données sur l'état matrimonial de la mère manquaient dans le cas d'environ 5 % des naissances. Les données sur le secteur de recensement, qui est codé d'après l'adresse de voirie et le code postal, sont très précises pour les zones urbaines, mais beaucoup moins pour les zones rurales, de sorte qu'on a limité l'analyse aux habitants des régions métropolitaines de recensement.

L'inférence de relations de cause à effet fondée sur des données transversales est toujours dangereuse et l'on sait que le revenu des adultes est à la fois un déterminant et un effet de leur mauvais état de santé. Par contre, en ce qui concerne le faible poids à la naissance et la mortalité infantile, l'utilisation de résultats selon le quintile de revenu défini d'après le revenu des quartiers pose moins de problème, puisque le quartier où résident les parents est presque toujours choisi avant la naissance de l'enfant.

Le fait que la plupart des enfants soient en très bonne santé rend difficile l'analyse des cas rares de morbidité parmi la population de 0 à 11 ans. Une plus longue période d'observation sera sans doute nécessaire pour améliorer la puissance statistique et permettre de déceler les associations.

Au lieu de recourir à des logiciels spécialisés pour tenir compte du plan de sondage complexe de l'ELNEJ, on s'est fondé, pour la présente analyse, sur des coefficients de pondération normalisés que l'on a rajustés pour tenir compte de l'effet du plan de sondage. De surcroît, on a choisi comme niveau de confiance pour déterminer si les résultats sont significatifs la valeur prudente de 0,01 (au lieu de la valeur habituelle de 0,05).

Baisse de la mortalité infantile au Canada

Le siècle qui s'achève a été le théâtre d'une baisse spectaculaire de la mortalité infantile au Canada. En 1901, cette dernière était de 134 décès pour 1 000 naissances vivantes; autrement dit, environ 1 nouveau-né sur 7 mourrait avant l'âge d'un an¹. En 1997, le taux avait chuté pour s'établir à 5,5 pour 1 000, signifiant qu'un nouveau-né sur 182 seulement n'atteignait pas l'âge d'un an².

Parallèlement à la baisse du taux national de mortalité infantile, on observe une diminution des écarts entre les taux régionaux, comme en témoigne l'écart absolu entre les taux pour l'ensemble du Canada et pour la région où la mortalité infantile est la plus faible. Au fil des ans, cet écart s'est amenuisé, passant de 10 pour 1 000 en 1951 à 6 pour 1 000 en 1956, moins de 3 pour 1 000 en 1966 et moins de 1 pour 1 000 en 1981. En 1996, il n'était plus que de 0,5 pour 1 000, soit environ le vingtième de ce qu'il était 45 ans plus tôt.

On peut aussi exprimer les résultats différemment. Ainsi, en 1951, environ 3 700 nourrissons de moins seraient décédés si la mortalité infantile avait été aussi faible dans chaque région du Canada qu'en Colombie-Britannique (qui affichait le taux régional le plus faible à l'époque). En 1996, on aurait dénombré environ 180 décès de nourrissons de moins si la mortalité infantile avait été aussi faible dans chaque région du Canada qu'au Québec (qui affichait le taux régional le plus faible à l'époque).

Diminution de la mortalité infantile due aux affections survenues durant la période périnatale, aux anomalies congénitales et aux causes extérieures

En 1971, au Canada, les causes principales de décès chez les nourrissons, groupées selon les chapitres de la *Classification internationale des maladies*³, étaient les affections survenues durant la période périnatale, les anomalies congénitales, les états morbides mal définis et les causes extérieures. De 1971 à 1996, le taux de mortalité infantile a diminué considérablement pour chacune des causes principales de décès, sauf les états morbides mal définis, pour lesquels le taux a augmenté fortement, puis diminué.

Les progrès les plus importants sont enregistrés pour la mortalité liée aux affections survenues durant la période périnatale, aux anomalies congénitales et aux causes extérieures. Si l'on compare les taux annuels moyens de mortalité entre 1995 et 1997 aux taux annuels moyens entre 1970 et 1972, on constate que le nombre de décès causés par des affections survenues durant la période périnatale et par des anomalies congénitales est devenu plus de trois fois plus faible et le nombre de décès dus à des causes extérieures, dix fois plus faible. Ensemble, les affections survenues durant la période périnatale et les anomalies congénitales ont causé environ les deux tiers des décès de nourrissons entre 1995 et 1997; viennent ensuite « toutes les autres » causes et les états morbides mal définis. Moins de 2 % des décès de nourrissons survenus de 1995 à 1997 sont imputables à des causes extérieures.

Situation du Canada par rapport aux autres pays

La mortalité infantile a régressé dans d'autres pays industrialisés également (tableau 1). En 1970, les taux variaient d'un creux de 11 pour 1 000 en Suède à un sommet de 20 pour 1 000 aux États-Unis. En 1996, le creux était de 4 pour 1 000 en Suède et le sommet, de 8 pour 1 000 aux États-Unis. Au Canada, le taux est passé de 19 pour 1 000 en 1970 à moins de 6 pour 1 000 en 1996.

De 1970 à 1975, juste après avoir adopté le régime universel de soins médicaux, le Canada a été, des cinq pays observés, celui qui a affiché la diminution la plus importante de la mortalité infantile durant chaque tranche de cinq ans comprise entre 1970 et

Tableau 1
Taux de mortalité infantile, certains pays, de 1970 à 1975

	Canada	États-Unis	Royaume-Uni	France	Suède
Nombre de décès d'enfants de moins d'un an pour 1 000 naissances					
1970	18,8	20,0	18,5	18,2	11,0
1975	13,6	16,1	16,0	13,8	8,6
1980	10,4	12,6	12,1	10,0	6,9
1985	7,9	10,6	9,4	8,3	6,8
1990	6,8	9,2	7,9	7,3	6,0
1995	6,1	8,0	6,0	4,9	4,1
1996	5,6	7,8	6,1	4,9	4,0

Source des données : Référence n° 4

Définitions

Par *mortalité infantile*, on entend le décès d'un enfant de moins d'un an. Le *taux de mortalité infantile* est égal au nombre de décès d'enfants de moins d'un an pour 1 000 naissances vivantes.

Par définition, la *mortalité infantile excédentaire* est la différence entre le nombre observé de décès d'enfants de moins d'un an et le nombre prévu de décès d'enfants de moins d'un an si le taux enregistré pour le Canada dans son ensemble correspond au taux régional le plus faible ou au taux observé pour le quintile supérieur de revenu selon les quartiers (quartiers les plus riches).

Les *causes de décès chez les nourrissons* sont groupées conformément aux chapitres de la *Classification internationale des maladies*^{3,5}. Les *affections survenant durant la période périnatale* se manifestent durant la période qui précède ou suit immédiatement la naissance. Les *anomalies congénitales* sont des anomalies présentes à la naissance. Les *états morbides mal définis* incluent le syndrome de mort soudaine du nourrisson. Les *causes extérieures* incluent tous les accidents, les empoisonnements et les actes de violence.

Par définition, un *faible poids à la naissance (FPN)* est un poids à la naissance inférieur à 2 500 grammes (environ 5,5 livres). Le FPN peut être dû à une naissance prématurée, à un retard de croissance intra-utérin ou à une combinaison des deux problèmes. Le *taux de bébés ayant un faible poids à la naissance* est le nombre de bébés ayant un faible poids à la naissance pour 1 000 naissances vivantes.

Le nombre de *naissances excédentaires (surnatalité) de bébés présentant un FPN* est égal à la différence entre les nombres observé et prévu de naissance de bébés présentant un FPN si le taux observé pour le Canada dans son ensemble est égal au taux régional le plus faible ou à celui enregistré pour le quintile supérieur de revenu selon les quartiers (quartiers les plus riches).

Le *rang de naissance vivante* est le nombre d'enfants vivants mis au monde par la mère, y compris la dernière naissance.

L'*état matrimonial* de la mère est celui indiqué sur le certificat d'enregistrement de naissance. La catégorie *non mariée* inclut des femmes jamais mariées, séparées, divorcées et veuves.

Par *mortalité juvénile*, on entend le décès d'un enfant d'un à 14 ans. Le *taux de mortalité juvénile* est le nombre de décès pour un million d'enfants d'un à 14 ans. Pour chaque période de trois ans, on a calculé le taux en multipliant par 1 000 000 le nombre total de décès divisé par 3, puis en multipliant le résultat obtenu par le chiffre de population au milieu de l'année médiane de chaque période.

Les *causes de décès chez les enfants d'un à 14 ans* sont groupées conformément aux chapitres de la *Classification internationale des*

maladies^{3,4}. Les *causes extérieures* incluent tous les accidents, les empoisonnements et les actes de violence. Les *tumeurs* regroupent les diverses formes de cancer et autres tumeurs. Les *anomalies congénitales* sont des anomalies présentes à la naissance. Les *maladies du système nerveux* englobent les maladies du cerveau, de la moelle épinière et des organes des sens. Les *maladies de l'appareil circulatoire* incluent les maladies du cœur, l'accident vasculaire cérébral et les maladies des artères.

Les *sous-catégories de causes extérieures de décès* chez les enfants d'un à 14 ans sont groupées conformément à la liste A de la *Classification internationale des maladies*, 8^e révision et à la liste A correspondante du NCHS fondée sur la 9^e révision⁶.

Pour évaluer le *revenu selon les quartiers*, on a déterminé la proportion de la population ayant un revenu inférieur au seuil de faible revenu établi par Statistique Canada dans les secteurs de recensement des régions urbaines du Canada, puis on a divisé cette proportion en *cinquièmes* ou *quintiles* de population pour chaque région métropolitaine de recensement (RMR). Le premier quintile (Q1), qui représente les quartiers les plus riches, comprend les secteurs de recensement affichant la proportion la plus faible d'habitants dont le revenu est inférieur au seuil de faible revenu de Statistique Canada. Le cinquième quintile (Q5), qui correspond aux quartiers les plus pauvres, comprend les secteurs de recensement affichant la proportion la plus forte d'habitants dont le revenu est inférieur au seuil de faible revenu de Statistique Canada.

Les cinq *régions* observées sont la région Atlantique (Terre-Neuve, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse et Nouveau-Brunswick), le Québec, l'Ontario, les Prairies (Manitoba, Saskatchewan et Alberta) et la Colombie-Britannique. Le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest sont pris en compte dans les taux calculés pour l'ensemble du Canada, mais ne sont pas visés par les comparaisons régionales. En ce qui concerne l'analyse des données sur le poids de naissance selon la région, Terre-Neuve est exclue pour la période antérieure à 1991, à cause du manque de données sur le poids de naissance et sur les caractéristiques de la mère.

Pour l'analyse de la morbidité, le niveau de scolarité des parents a été regroupé en cinq niveaux, à savoir 1) pas de diplôme d'études secondaires, 2) diplôme d'études secondaires, mais pas d'autres études, 3) diplôme d'études secondaires et certaines études postsecondaires sans obtention de diplôme, 4) diplôme décerné par un collège, une école de sciences infirmières ou tout autre établissement d'études postsecondaires, sauf une université et 5) diplôme universitaire.

1995. Toutefois, ces dernières années, le taux y a diminué moins rapidement qu'aux États-Unis, au Royaume-Uni, en France et en Suède. De 1990 à 1995, des cinq pays observés, le Canada est celui qui a enregistré la diminution la plus faible de la mortalité infantile.

Variation persistante de la mortalité infantile en fonction du revenu

Depuis 1971, les plus grands progrès dans le domaine de la lutte contre la mortalité infantile au Canada ont été réalisés dans les quartiers urbains les plus pauvres. Cependant, ces derniers continuent d'afficher les taux les plus élevés et les quartiers urbains les plus riches, les taux les plus faibles (graphique 1). En 1996, la mortalité infantile observée pour les quartiers les plus pauvres au Canada (6,5 pour 1 000) excédait de deux tiers celle observée pour les quartiers les plus riches (3,9 pour 1 000). Si le taux global pour le Canada avait été aussi faible que celui calculé pour les quartiers les plus riches, on aurait dénombré environ 500 décès d'enfants de moins de un an en moins en 1996.

L'écart entre le taux national de mortalité infantile et le taux enregistré pour les quartiers urbains les plus riches a diminué abruptement de 1971 à 1986, puis a continué de baisser de 1986 à 1991. Toutefois, le rythme s'est ralenti ces dernières années (tableau 2) si bien que, de 1991 à 1996, l'écart entre les deux taux n'a guère varié.

Tableau 2

Taux de mortalité infantile, par quintile de revenu selon les quartiers, régions urbaines du Canada, 1971, 1986, 1991 et 1996

	Taux par quintile de revenu [†]						Q5 contre Q1		Total contre Q1		
	Total	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Écart entre les taux	Rapport des taux	Écart entre les taux	Rapport des taux	Décès en surnombre [‡]
Nombre de décès pour 1 000 enfants de moins d'un an											
1971	15,0	10,2	12,4	15,2	16,6	20,0	9,8	1,97	4,8	1,47	2 028
1986	7,5	5,8	5,7	7,7	8,0	10,5	4,8	1,82	1,7	1,29	666
1991	5,8	4,5	5,1	5,0	6,7	7,5	2,9	1,64	1,3	1,29	577
1996	5,2	3,9	4,7	5,1	5,2	6,5	2,6	1,67	1,3	1,33	513

Sources des données : Références n^{os} 7 et 8 et totalisations provisoires des données de l'étude de 1996 sur la mortalité selon le revenu

Nota : Aux fins de leur comparaison aux données de référence de 1971 (et parce que le codage des naissances en fonction du secteur de recensement n'est pas encore terminé pour 1996), on a calculé la mortalité infantile comme étant le nombre de décès de nourrissons (< 1 an) divisé par le chiffre de recensement correspondant d'enfants de moins d'un an.

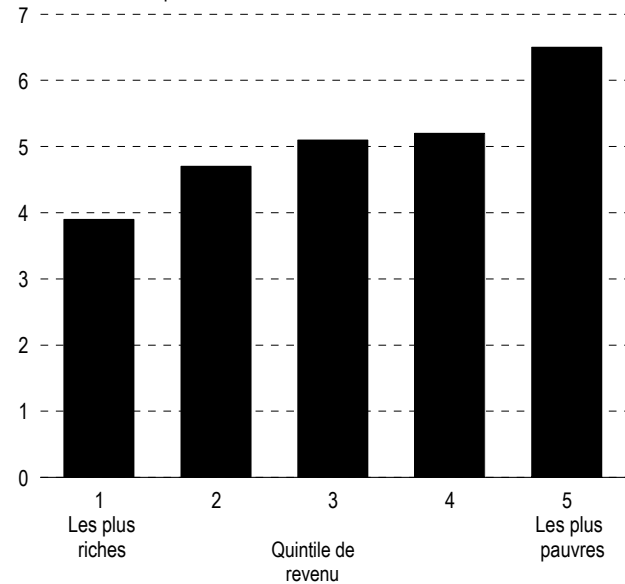
[†] Par définition, le premier quintile comprend les quartiers affichant la proportion la plus faible d'habitants dont le revenu est inférieur au seuil de faible revenu de Statistique Canada et le cinquième quintile, comme regroupant les quartiers affichant la proportion la plus forte d'habitants dont le revenu est inférieur au seuil de faible revenu.

[‡] Nombre de décès en surnombre estimé pour l'ensemble du Canada, par application des rapports de taux calculés pour les régions urbaines du Canada au taux et au nombre de naissances pour l'ensemble du Canada.

Graphique 1

Mortalité infantile, par quintile de revenu selon les quartiers, régions urbaines du Canada, 1996

Nombre de décès pour 1 000 enfants de moins d'un an



Sources des données : Références n^{os} 7 et 8 et totalisations provisoires des données de l'étude de 1996 sur la mortalité selon le revenu (voir le tableau 2)

De 1971 à 1996, les écarts de mortalité infantile associés au revenu n'ont pas diminué autant que les écarts entre les taux régionaux. En 1971, 1986 et 1991, les écarts liés au revenu étaient au moins deux fois plus importants que ceux liés à la région. Cependant, de 1991 à 1996, l'écart lié au revenu a stagné à 1,3 pour 1 000, tandis que l'écart régional a diminué, pour s'établir à 0,5 pour 1 000, si bien que

le premier est maintenant trois fois plus important que le second.

On peut aussi comparer les taux de mortalité infantile observés pour les quartiers riches et pauvres du Canada aux taux nationaux enregistrés pour d'autres pays industrialisés. Les taux de mortalité infantile calculés pour les quartiers les plus riches du Canada sont très proches des taux nationaux observés en Suède en 1971, 1986 et 1996, tandis que ceux calculés pour les quartiers les plus pauvres sont comparables aux taux nationaux enregistrés aux États-Unis pour 1971 et 1996 (comparaison des tableaux 1 et 2). Cependant, en 1991 ainsi qu'en 1996, le taux observé pour les quartiers les plus pauvres du Canada était nettement plus faible que le taux national enregistré ces années-là aux États-Unis.

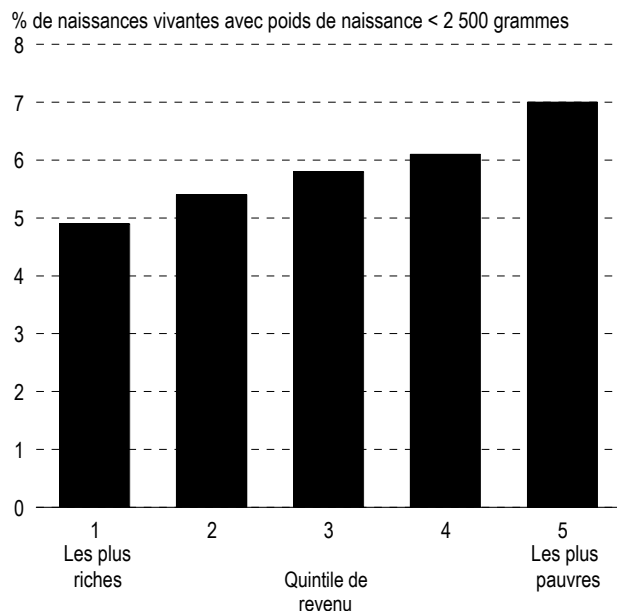
Tendances concernant le faible poids à la naissance

Le faible poids à la naissance (FPN) augmente considérablement le risque de mortalité périnatale et infantile, ainsi que le risque d'incapacité et d'autres

problèmes de santé chez l'enfant^{9,10}. Au Canada, la proportion de bébés ayant un faible poids à la naissance est passée de 7,2 % en 1961 à 7,8 % en 1966, puis est tombée à 5,6 % en 1986. Elle s'est maintenue à 5,6 % jusqu'en 1991, puis a de nouveau augmenté pour atteindre 5,8 % en 1996 et en 1997.

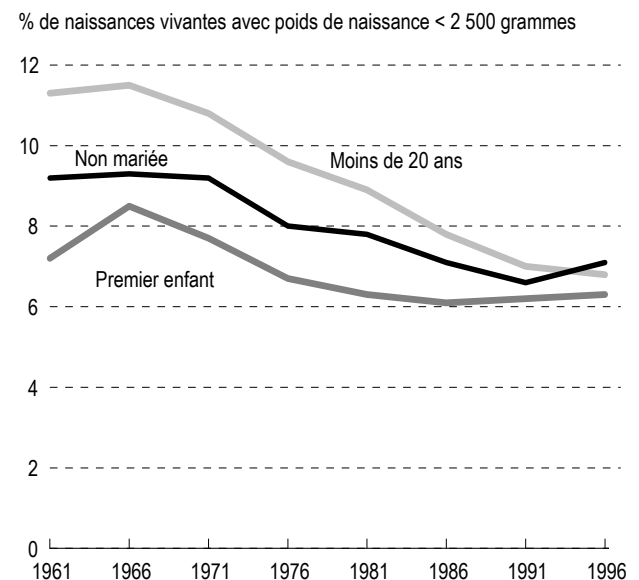
D'aucuns pensent que l'augmentation initiale du taux de bébés ayant un faible poids à la naissance observée de 1961 à 1966 est liée à la limitation stricte du gain de poids de la mère durant la grossesse — pratique préconisée à l'époque par les médecins, mais modifiée depuis afin de prévenir les effets indésirables du faible poids à la naissance. Certaines études donnent à penser que l'augmentation récente du taux de bébés ayant un faible poids à la naissance pourrait tenir en partie à une plus forte proportion de grossesses multiples (qui aboutissent généralement à la naissance de bébés prématurés et de faible poids) et au fait que les naissances de bébés très petits et prématurés sont plus fréquemment enregistrées comme des naissances vivantes que comme des mortinaissances^{11,12}.

Graphique 2
Taux de bébés ayant un faible poids à la naissance, par quintile de revenu selon les quartiers, régions urbaines du Canada, 1996



Source des données : Totalisations provisoires des données sur la natalité selon le revenu

Graphique 3
Taux de bébés ayant un faible poids à la naissance, selon les caractéristiques de la mère, Canada, de 1961 à 1997



Sources des données : Références nos 2, 13 et 14 et Base canadienne de données sur la natalité

Écarts régionaux et liés au revenu

L'écart entre les proportions de bébés ayant un faible poids à la naissance (FPN) enregistrées pour le Canada dans son ensemble et pour la région où le taux est le plus faible a diminué de 1961 à 1971, passant de 0,9 à 0,5, puis a augmenté pour atteindre 0,8 en 1981 et en 1986, et a de nouveau diminué par après jusqu'à un creux de 0,5 en 1997. Donc, les écarts entre les taux régionaux de FPN étaient presque aussi importants en 1997 qu'ils l'étaient au début des années 70.

Par ailleurs, les écarts entre les taux de FPN liés au revenu ont augmenté quelque peu ces dernières années. En 1986, les taux selon le quintile de revenu variaient d'un creux de 4,9 % pour les quartiers urbains les plus riches à un sommet de 6,9 % pour les quartiers urbains les plus pauvres (tableau 3). En 1996, le taux pour les quartiers les plus riches était encore de 4,9 %, mais il avait augmenté pour tous les autres quintiles de revenu, sauf un. L'écart entre les taux observés pour les quartiers les plus riches et pour le Canada dans son ensemble est passé de 0,8 en 1986 à 0,9 en 1996, soit une hausse de 13 %. À l'heure actuelle, le poids moyen à la naissance des bébés qui naissent dans les quartiers urbains les plus pauvres du Canada est inférieur de 120 grammes (un quart de livre) environ à celui des bébés qui naissent dans les quartiers les plus riches.

Dans l'ensemble, le taux de FPN selon le quintile de revenu a peu varié de 1986 à 1996, alors que la mortalité infantile selon le quintile de revenu n'a cessé de baisser durant la même période. Néanmoins les disparités liées au revenu persistent pour ces deux mesures de la santé durant la petite enfance. Les taux de FPN et de mortalité infantile sont d'autant plus élevés que le revenu du quartier est faible (graphiques 1 et 2).

Caractéristiques de la mère

De 1971 à 1991, la proportion de bébés ayant un faible poids à la naissance dont la mère n'était pas mariée, avait moins de 20 ans ou mettait au monde son premier enfant (graphique 3) a diminué. Cependant, de 1991 à 1996, le taux de bébés de faible poids à la naissance mis au monde par des adolescentes est passé de 6 % à plus de 7 %, si bien qu'il excédait celui observé pour les mères célibataires pour lesquelles on enregistrait habituellement le taux de FPN le plus élevé.

La baisse du taux de FPN chez les mères célibataires tient en partie au fait que la majorité des enfants qui naissent au Québec sont mis au monde par des femmes qui ne sont pas légalement mariées, mais qui vivent habituellement en union de fait avec le père de l'enfant. Par conséquent, la maternité hors mariage est désormais la norme et n'est plus

Tableau 3

Taux de bébés de faible poids à la naissance (FPN), par quintile de revenu selon les quartiers, régions urbaines du Canada, 1986, 1991 et 1996

	Taux par quintile de revenu [†]					Q5 contre Q1		Total contre Q1			
	Total	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Écart entre les taux	Rapport des taux	Écart entre les taux	Rapport des taux	Décès en surnombre [‡]
% de naissances vivantes avec poids de naissance < 2 500 grammes											
1986	5,7	4,9	4,9	5,6	6,1	6,9	2,0	1,41	0,8	1,16	2 359
1991	5,7	4,8	5,1	5,4	5,9	6,7	1,9	1,40	0,9	1,19	3 620
1996	5,8	4,9	5,4	5,8	6,1	7,0	2,1	1,44	0,9	1,20	3 004

Sources des données : Référence n° 15 et totalisations provisoires des données sur la natalité selon le revenu

Nota : Pour 1996 uniquement, le codage en fonction du secteur de recensement est incomplet pour Terre-Neuve et le Manitoba dans ces totalisations provisoires. Au niveau des régions urbaines du Canada, cette situation ne devrait avoir que des répercussions minimales sur les taux de FPN par quintile.

[†] Par définition, le premier quintile regroupe les quartiers affichant la proportion la plus faible d'enfants de moins de 18 ans vivant dans un ménage dont le revenu est inférieur au seuil de faible revenu de Statistique Canada et le cinquième quintile regroupe les quartiers affichant la proportion la plus forte d'enfants de moins de 18 ans vivant dans un ménage dont le revenu est inférieur au seuil de faible revenu de Statistique Canada.

[‡] Surnombre de bébés ayant un FPN estimé pour l'ensemble du Canada, par application des rapports de taux pour les régions urbaines du Canada au taux et au nombre de naissances pour l'ensemble du Canada.

caractérisée par le risque excédentaire important souvent associé aux situations marginales.

La hausse du taux de bébés ayant un faible poids à la naissance mis au monde par des adolescentes est survenue durant la période où la prévalence de l'usage du tabac chez ces dernières a augmenté de façon significative, c'est-à-dire de 22,6 % à 29,1 %¹⁶. Les études en simulation montrent que cette augmentation de la prévalence de l'usage du tabac pourraient expliquer de la moitié aux deux tiers de la hausse observée du taux de FPN chez les mères adolescentes de 1991 à 1996. On sait en effet que les futures mères qui fument un paquet de cigarettes par jour mettent au monde des bébés dont le poids à la naissance est, en moyenne, inférieur de 150 à 200 g (un tiers de livre) à la norme¹⁷⁻¹⁹.

Diminution de la mortalité juvénile au Canada

Le décès d'enfants d'un à 14 ans est aujourd'hui exceptionnellement rare au Canada. Parmi les enfants qui avaient survécu la première année de la vie en 1996, on prévoit qu'un sur 366 seulement mourra avant son 15^e anniversaire²⁰. Par contre, en

1901, le risque de mourir entre un an et 14 ans était de 1 sur 7¹.

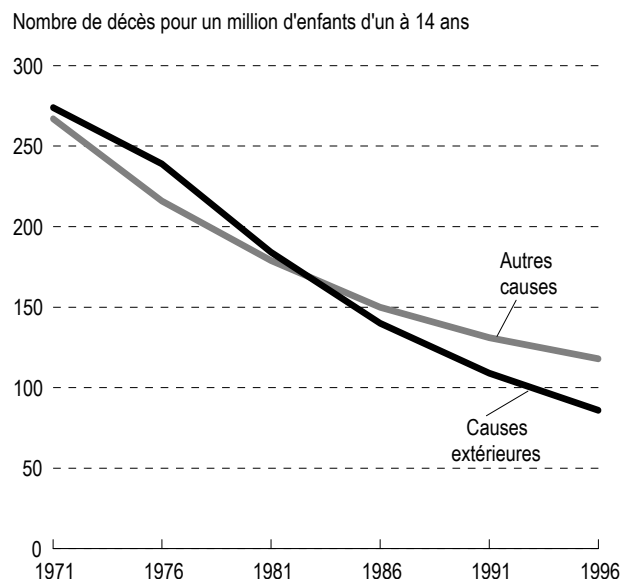
De 1971 à 1996, le nombre annuel moyen de décès enregistrés chez les enfants de 1 à 14 ans est passé de 541 pour un million à 204 pour un million (graphique 4). En valeur absolue, de 1995 à 1997, on a observé, en moyenne, pour ce groupe d'âge environ 2 150 décès de moins par année qu'entre 1970 et 1972. (Durant cette période, on comptait de 5 à 6 millions d'enfants de cet âge au Canada; le nombre absolu annuel de décès et le nombre annuel de décès pour un million correspondent aux valeurs moyennes calculées pour les intervalles de trois ans.)

Diminution de la mortalité due à des causes extérieures

Durant cette période, les causes les plus courantes de décès chez les enfants d'un à 14 ans, groupées selon les chapitres de la *Classification internationale des maladies*^{3,5}, sont les causes extérieures, suivies de loin par les tumeurs, les anomalies congénitales et les maladies du système nerveux. De 1971 à 1996, la mortalité a diminué d'au moins 50 % pour chacune de ces causes principales, mais c'est pour les causes extérieures que la baisse est la plus forte, le taux étant passé de 274 pour un million à 86 pour un million, soit une diminution de 70 % (graphique 4).

L'importance de la baisse de la mortalité due à des causes extérieures varie selon la cause (tableau 4). La mortalité juvénile due à des accidents de la circulation où un enfant piéton est renversé par un véhicule à moteur a baissé de presque 90 %, passant de 76 pour un million en 1971 à seulement 9 pour un million en 1996. Le taux de noyades accidentelles a baissé de 77 %, passant de 48 pour un million en 1971 à 11 pour un million en 1996. La mortalité due à des incendies accidentels a également diminué de 77 %, passant de 31 pour un million en 1971 à 7 pour un million en 1996. Le taux de mortalité d'enfants occupant un véhicule à moteur impliqué dans un accident de circulation a diminué de 50 %, passant de 52 décès pour un million d'enfants en 1971 à 26 pour un million en 1996. La mortalité par empoisonnement, cause relativement moins courante que les précédentes, est passée de 5 décès

Graphique 4
Taux de mortalité, enfants de 1 à 14 ans, Canada, de 1970-1972 à 1995-1997



Sources des données : Référence n° 21 et Base canadienne de données sur la mortalité

Tableau 4

Causes extérieures[†] de décès chez les enfants de 1 à 14 ans, Canada, de 1970-1972 à 1995-1997

	Nombre annuel moyen de décès dus à des causes extérieures	Taux de mortalité due à des causes extérieures								
		Total	Accident impliquant un véhicule moteur		Noyade	Empoisonnement	Suicide [‡]	Homicide	Incendie	Autre
			Occupant	Piéton						
Nombre annuel moyen de décès pour un million d'enfants de 1 à 14 ans										
1970-1972	1 666	274	52	76	48	5	3	6	31	53
1975-1977	1 338	239	58	45	39	4	5	8	26	55
1980-1982	952	184	50	30	29	2	5	7	24	36
1985-1987	717	140	44	20	18	1	5	8	16	29
1990-1992	587	109	35	14	14	2	6	7	11	20
1995-1997	483	86	26	9	11	1	8	7	7	18

Sources des données : Référence n° 21 et Base canadienne de données sur la mortalité

Nota : Pour chaque période de trois ans, on a calculé le taux en multipliant par 1 000 000 le nombre total de décès divisé par 3, puis en multipliant le résultat par le chiffre de population au milieu de l'année médiane de chaque période. Les groupes de cause correspondent à ceux de la liste A de la Classification internationale des maladies, 8^e révision (Organisation mondiale de la santé, 1967) (utilisée pour coder les causes de décès au Canada de 1969 à 1978) et à ceux de la liste A correspondante fondée sur la 9^e révision (Organisation mondiale de la santé, 1975) (utilisée pour coder les causes de décès au Canada de 1979 à 1999).

[†] Les causes extérieures incluent tous les accidents, les empoisonnements et les actes de violence.

[‡] Comme on n'observe que quelques suicides, voire aucun, chez les enfants de 1 à 9 ans, les taux de mortalité par suicide seraient environ trois fois plus élevés si on les calculait uniquement pour le groupe des 10 à 14 ans.

pour un million d'enfants en 1971 à 1 pour un million en 1996.

Hausse du taux de suicide chez les enfants

Alors que la mortalité juvénile due à la plupart des causes extérieures et des maladies a baissé considérablement depuis 1971, la mortalité juvénile par suicide a augmenté plus de deux fois et demie, passant de 3 décès pour un million d'enfants en 1971 à 8 pour un million en 1996. Puisqu'on n'enregistre que quelques décès par suicide, voire aucun, chez les enfants de 1 à 9 ans, la mortalité par suicide serait environ trois fois plus élevée si on limitait le calcul au groupe des 10 à 14 ans.

La mortalité par homicide a également augmenté légèrement, passant de 6 décès pour un million d'enfants en 1971 à 7 pour un million en 1996.

Facteurs associés à la perception d'un mauvais état de santé

L'analyse des taux de mortalité infantile et de bébés ayant un faible poids à la naissance au Canada continue de témoigner de disparités liées au revenu. Existe-t-il des preuves d'une association entre le statut socioéconomique et les indicateurs de l'état

de santé des enfants à mesure que ceux-ci grandissent?

L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), conçue pour suivre une cohorte de 23 000 enfants qui avaient moins de 12 ans au début de l'enquête, fournit certains éclaircissements. On dispose à l'heure actuelle des données de deux cycles de l'ELNEJ, réalisés en 1994-1995 et en 1996-1997²².

D'après des totalisations spéciales de données de l'ELNEJ, la grande majorité des enfants — 88 % en 1996-1997 — sont considérés par leurs parents comme étant en excellente ou en très bonne santé. Chez ceux dont la santé est moins bonne (perçue comme étant bonne, passable ou mauvaise), plusieurs facteurs, dont la maladie chronique, semblent avoir un effet significatif. La cote exprimant le risque d'être perçus comme étant en moins bonne santé est trois fois plus élevée (3,6) pour les enfants souffrant d'un problème de santé chronique que pour les autres et la disparition de ce problème de santé chronique est l'élément qui contribue le plus à l'amélioration de la perception de l'état de santé.

Le statut socioéconomique (particulièrement le niveau de scolarité des parents) est également un

facteur. La cote exprimant le risque d'être perçus comme étant en moins bonne santé est presque trois fois plus élevée (2,75) pour les enfants dont les parents n'ont pas terminé leurs études secondaires que pour ceux dont les parents possèdent un diplôme universitaire. En outre, parmi les enfants pour lesquels la perception de l'état de santé a changé, la cote exprimant le risque que l'état de santé soit perçu comme s'étant détérioré est plus forte pour les enfants dont les parents n'ont pas décroché de diplôme d'études secondaires que pour ceux dont les parents possèdent un diplôme universitaire.

Facteurs liés aux blessures et à la limitation des activités

L'analyse détaillée des facteurs liés aux blessures et à la limitation des activités chez les enfants ne révèle aucune association significative entre le niveau de scolarité des parents, d'une part, et les blessures et la limitation des activités chez l'enfant, d'autre part. Cependant, les filles, les jeunes enfants (de moins de 10 ans) et les enfants vivant avec leurs deux parents sont moins susceptibles que les autres de souffrir répétitivement de blessures graves (déclaration de blessures en 1994-1995 et en 1996-1997) et d'une limitation de leurs activités.

Mot de la fin

Au Canada, le XX^e siècle a été marqué par une régression spectaculaire de la mortalité infantile. Courants à une époque, les décès d'enfants sont désormais rares. Les écarts entre les taux régionaux de mortalité sont maintenant assez faibles en valeur absolue et ne représentent plus qu'une petite fraction de ce qu'ils étaient au début des années 50. Les écarts entre les taux de mortalité infantile liés au revenu ont également diminué considérablement, même si, en 1996, ils demeuraient presque trois fois plus importants que les écarts régionaux. Toutefois, la mortalité infantile dans les quartiers les plus pauvres du Canada est aujourd'hui nettement plus faible que le taux national observé aux États-Unis.

La consommation de cigarettes de la mère est le facteur modifiable le plus important de risque que l'enfant ait un faible poids à la naissance²³. Par

conséquent, dans l'avenir, la réduction du taux de nouveau-nés présentant une insuffisance pondérale pourrait dépendre, en grande partie, du succès ou de l'échec des programmes et des politiques visant à empêcher les jeunes femmes de commencer à fumer ou à encourager les fumeuses à renoncer au tabac. De surcroît, comme l'usage du tabac est plus répandu chez les femmes les moins instruites, ce sont les enfants de ces dernières qui ont le plus à gagner.

Bien que les progrès du Canada dans le domaine de la mortalité infantile semblent encourageants vus sous l'angle de l'Amérique du Nord, ils sont moins impressionnants que ceux réalisés par certains pays européens, comme la France et la Suède. À l'heure actuelle, le taux de mortalité infantile observé pour les quartiers les plus riches du Canada correspond à peu près au taux national observé pour la Suède. Les comparaisons entre pays montrent aussi que durant les années 90, la mortalité infantile n'a pas diminué aussi rapidement au Canada qu'en France, en Suède ou en Angleterre. Donc, si elle justifie un sentiment d'accomplissement, l'évolution de la mortalité infantile au Canada donne aussi lieu de s'interroger.

Pareillement, la réduction spectaculaire de la mortalité juvénile due aux causes extérieures témoigne du succès écrasant d'une foule de mesures réglementaires, de politiques, de programmes éducatifs et d'améliorations de la sûreté des produits au fil du temps. Il est impossible d'imputer la baisse de la mortalité à des interventions particulières, mais il est vraisemblable que la réduction du nombre de décès d'enfants causés par des accidents de la circulation mettant en cause un véhicule à moteur, par exemple, soit liée aux modifications de la conception et de l'utilisation des ceintures de sécurité, des sièges de sécurité pour enfant et des coussins gonflables (air bags), aux améliorations des pneus et des freins, à la conception de véhicules sûrs et aux casques pour cyclistes, ainsi qu'à l'augmentation du transport par autobus scolaire, à l'amélioration du traitement d'urgence des traumatismes et à l'application plus rigoureuse des lois contre l'excès de vitesse et l'ivresse au volant. Des améliorations analogues des mesures

réglementaires, des politiques, des programmes éducatifs, du traitement d'urgence des traumatismes et de la sûreté des produits s'appliquent à la lutte contre la mortalité juvénile liée à la noyade, l'incendie et l'empoisonnement. Parallèlement, la hausse de la mortalité par suicide chez les enfants au Canada est en contraste frappant avec la diminution de la mortalité juvénile due aux traumatismes accidentels.

Ces dernières années au Canada, les écarts entre les taux de mortalité infantile liés au revenu ont cessé de diminuer, alors que les écarts régionaux ont continué de s'amenuiser. Parallèlement, les écarts entre les taux de bébés présentant un faible poids à la naissance liés au revenu ont augmenté quelque peu. Ces résultats donnent à penser que des modifications récentes de la trame socioéconomique du pays pourraient avoir réduit les perspectives d'amélioration de l'état de santé et de la survie des citoyens les plus jeunes.

Puisque la plupart des enfants sont en très bonne santé, il faudra recueillir des données pendant une plus longue période pour améliorer la puissance statistique des observations concernant les facteurs associés à la maladie et à l'incapacité chez les enfants. Cependant, la perception de l'état de santé et les modifications de cette perception témoignent d'une forte association au statut socioéconomique, tel que défini par le niveau de scolarité des parents. Les enfants dont les parents n'ont atteint qu'un faible niveau de scolarité sont plus susceptibles d'être perçus comme étant en moins bonne santé et moins susceptibles de jouir constamment d'une bonne santé. ●

Pour plus de renseignements, s'adresser à Russell Wilkins (1-613-951-5305; wilkrus@statcan.ca) ou à Christian Houle (1-613-951-3927; houlchr@statcan.ca), Division des études sociales et économiques, Statistique Canada.

Références

1. R. Bourbeau, J. Légaré et V. Émond, « Nouvelles tables de mortalité par génération au Canada et au Québec, 1801-1991 », *La conjoncture démographique, Document démographique n° 3* (n° 91F001MPF au catalogue), Statistique Canada, Ottawa, 1997.
2. Statistique Canada, *Naissance et décès, 1997* (n° 84F0210 au catalogue), Statistique Canada, Ottawa, 1999.
3. Organisation mondiale de la santé, *Classification internationale des maladies, 8^e révision* (vol. 1, liste A, p. 440-444), Genève, Organisation mondiale de la santé, 1967.
4. D. Duchesne, F. Nault, H. Gilmour *et al.*, *Recueil des statistiques de l'état civil*, (Statistique Canada, n° 84-214-XPX au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1999.
5. Organisation mondiale de la santé, *Classification internationale des maladies, 9^e révision*, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1975.
6. Statistique Canada, *Mortalité - liste sommaire des causes, 1997*, (n° 84F0209 au catalogue), Statistique Canada, Ottawa, 1999 (annexe 5, liste A, p. 179-188).
7. R. Wilkins, O. Adams et 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. 137-174 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
8. R. Wilkins, *Mortality by neighbourhood income in urban Canada, 1986-1991*, communication présentée lors de la Canadian Society for Epidemiology and Biostatistics Conference, St. John's, Terre-Neuve, août 1995.
9. M.C. McCormick, « The contribution of low birth weight to infant mortality and childhood morbidity », *New England Journal of Medicine*, 312(2), 1985, p. 82-90.
10. M.D. Overpeck, A.J. Moss, H.J. Hoffman *et al.*, « A comparison of the childhood health status of normal birth weight and low birth weight infants », *Public Health Reports*, 4(1), 1989, p. 58-70.
11. K.S. Joseph et M.S. Kramer, « Determinants of preterm birth rates in Canada from 1981 through 1983 and from 1992 through 1994 », *New England Journal of Medicine*, 339(20), 1998, p. 1434-1439.
12. K.S. Joseph et M.S. Kramer, « Recent trends in infant mortality rates and proportions of low-birth-weight live births in Canada », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 157(5), 1997, p. 535-541.
13. E. Ng et R. Wilkins, « Caractéristiques démographiques des mères et taux d'insuffisance pondérale à la naissance au Canada, 1961 à 1990 », *Rapports sur la santé*, 6(2), 1994, p. 241-252 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
14. Statistique Canada, *Naissances et décès, 1996*, (n° 84F0210 au catalogue) Ottawa, Statistique Canada, 1999.
15. R. Wilkins, G.J. Sherman et 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).
16. J. Gilmour, *Rapport sur la prévalence de l'usage de la cigarette au Canada, 1985 à 1999* (Statistique Canada, n° 82F0077XIF au catalogue) Ottawa, ministre de l'Industrie, 2000.

17. J. Kline, Z. Stein et M. Hutzler, « Cigarettes, alcohol and marijuana: varying associations with birth weight », *International Journal of Epidemiology*, 16(1), 1987, p. 4-51.
18. B.P. Sachs, « Sharing the cigarette: the effects of smoking in pregnancy », publié sous la direction de M.J. Rosenberg, *Smoking and Reproductive Health*, Littleton, MA, PSG Publishing Co., 1987.
19. B. Eskenazi, A.W. Prehn et R.E. Christianson, « Passive and active maternal smoking as measured by serum cotinine: the effect on birthweight », *American Journal of Public Health*, 85(3), 1995, p. 395-398.
20. Division des statistiques sur la santé, Tables abrégées de mortalité pour 1996, données non publiées, Ottawa, Statistique Canada, 1998.
21. Statistique Canada, *Statistiques démographiques annuelles 1998* (n° 91-213 au catalogue) Ottawa, Statistique Canada, 1999.
22. G. Montigny, « L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants (ELNE) », *Rapports sur la santé*, (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue), 5(3), 1993, p. 317-320.
23. M.S. Kramer, « Determinants of low birthweight: Methodological assessment and meta-analysis », *Bulletin de l'Organisation mondiale de la santé*, 65, 1987, p. 663-737.

L'état de santé à l'âge mûr

Faits saillants

- Au Canada, la plupart des personnes d'âge mûr sont en bonne santé, mais, fait peu surprenant, l'état de santé se détériore avec l'âge.
- Ces 20 dernières années, la prévalence de plusieurs problèmes de santé chroniques et de la limitation des activités due à un problème de santé a diminué chez les personnes de 45 à 64 ans. Néanmoins, durant cette période, la prévalence de l'asthme et de la migraine a augmenté chez les femmes de ce groupe d'âge, tout comme celle du diabète et de l'asthme, chez les hommes.
- Le faible revenu et le faible niveau de scolarité sont associés à la détérioration de la santé et à la maladie chronique.

La plupart des Canadiens d'âge mûr sont en bonne santé. Cependant, à mesure qu'ils vieilliront ils seront plus susceptibles de juger leur état de santé moins bon. En effet, la proportion de personnes qui, lors de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1998-1999, ont déclaré que leur santé était passable ou mauvaise augmente de façon significative avec l'âge (graphique 1). Néanmoins, en plus de cette augmentation de la proportion d'adultes qui se disent en moins bonne santé avec l'âge, on observe des changements d'état de santé — améliorations ainsi que détériorations — chez les adultes de tout groupe d'âge. Ces changements sont liés non seulement à la maladie et à l'incapacité, mais aussi à des facteurs socioéconomiques, comme les niveaux de revenu et de scolarité.

On examine ici les facteurs associés aux changements (détériorations ou améliorations) de l'autoévaluation de l'état de santé chez les Canadiens de 25 à 64 ans en se basant sur les données des cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'ENSP. Diverses études montrent que l'autoévaluation de l'état de santé est un prédicteur des problèmes de santé, de

Méthodologie

Sources des données

Les données analysées dans le présent article proviennent de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) (voir *Annexe*) et de l'Enquête santé Canada de 1978-1979.

L'estimation de la prévalence des problèmes de santé chroniques en 1998-1999 se fonde sur les données du Fichier général transversal de l'ENSP de 1998-1999. Pour analyser les transitions entre les états de santé, on s'est servi du fichier longitudinal couvrant la période de 1994-1995 à 1998-1999.

L'estimation de la prévalence des problèmes de santé chroniques en 1978-1979 se fonde sur les données de l'Enquête santé Canada (ESC) de 1978-1979. L'ESC a été réalisée par Statistique Canada et Santé et Bien-être social Canada de mai 1978 à mars 1979. Elle couvre la population à domicile, sauf les résidents des territoires, des réserves indiennes et des régions éloignées. L'échantillon compte 12 218 ménages. Un intervieweur a recueilli auprès d'un membre bien informé de chaque ménage des renseignements sur les problèmes de santé chroniques et la limitation des activités présentés par chaque membre du ménage. Pour cette composante, le taux de réponse des ménages a été de 86 %. On a en outre demandé à un sous-ensemble de membres de l'échantillon de participer à la composante des examens physiques. Cette composante comprenait la mesure de la tension artérielle.

Techniques d'analyse

La présente analyse vise à décrire les changements d'état de santé chez les personnes de 25 à 64 ans. On s'est servi des données de la composante longitudinale de l'ENSP couvrant les 10 provinces pour estimer les changements survenus sur une période de quatre ans. On a groupé, d'une part, les personnes qui ont déclaré en 1994-1995 (entrevue de référence) que leur santé était excellente, très bonne ou bonne et, d'autre part, celles qui ont déclaré lors de cette entrevue que leur santé était passable ou mauvaise. Puis, on a analysé par régression logique multiple les données du premier groupe pour déterminer quels facteurs sont associés à une détérioration de l'état de santé par opposition au maintien d'un même niveau de santé. Ensuite, on s'est servi des données du deuxième groupe pour déterminer quels sont les facteurs associés à une amélioration de l'état de santé. Lorsque l'on étudie la santé et les changements d'état de santé, il est important de ne pas perdre de vue l'interdépendance des facteurs physiques, sociaux et environnementaux susceptibles d'influer sur la santé. Par conséquent, des variables correspondant aux caractéristiques sociodémographiques, aux comportements qui influent sur la santé, aux problèmes de santé chroniques, ainsi qu'aux indices du bien-être psychologique et du soutien social ont toutes été introduites dans chaque modèle multivarié utilisé pour étudier les déterminants des changements (voir *Annexe*). Sauf avis contraire, tous les déterminants sont évalués en prenant pour référence 1994-1995.

D'autres analyses ont été réalisées afin de comparer les taux de prévalence de certains problèmes de santé chroniques et de la limitation des activités observés pour 1978-1979 et pour 1998-1999 pour le groupe des 45 à 64 ans. On a calculé les taux pour

1998-1999 d'après les données du fichier transversal de la composante des ménages du troisième cycle de l'ENSP (1998-1999) et ceux pour 1978-1979 d'après les données de l'Enquête santé Canada de 1978-1979.

Toutes les données d'enquête sont pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population étudiée. Dans le cas des estimations fondées sur les données de l'ENSP, on a estimé l'erreur d'échantillonnage, autrement dit, l'écart-type des taux de prévalence et les intervalles de confiance des rapports des cotes fournis par les modèles de régression logistique par la méthode bootstrap pondérée¹⁻³. Cette méthode tient pleinement compte des effets du plan de sondage de l'ENSP. Dans le cas de l'estimation des taux de prévalence d'après les données de l'ESC, on a calculé les écarts-types à l'aide du logiciel SUDAAN, qui s'appuie sur la méthode de linéarisation par série de Taylor pour tenir compte des effets du plan de sondage complexe de l'ESC⁵. Les écarts-types des taux calculés d'après les données de l'Enquête promotion santé (1985 et 1990) sont estimés d'après des tables de variabilité d'échantillonnage approximative. Pour produire ces tables, on se sert de la formule appliquée dans le cas de l'échantillonnage aléatoire simple à laquelle on intègre une estimation prudente de l'effet de plan en vue de tenir compte du plan de sondage complexe de ces enquêtes⁴.

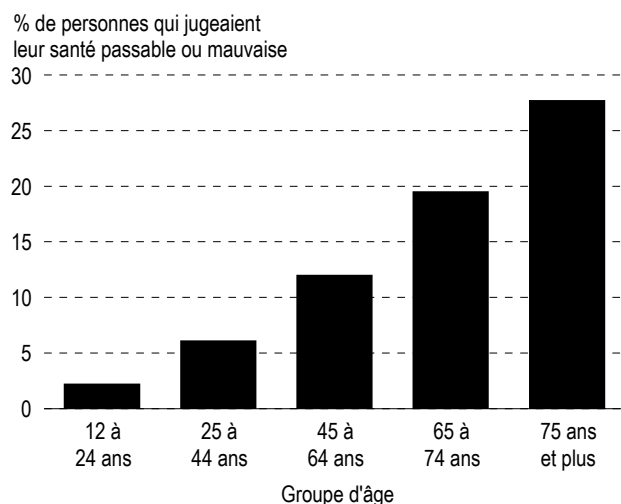
On considère comme significatif tout résultat pour lequel $p < 0,05$.

Limites

Plusieurs études montrent que le recours à l'entrevue par personne interposée influe parfois sur les taux observés de prévalence des problèmes de santé chroniques. Certaines laissent entendre que l'interview par procuration produit une sous-estimation de la prévalence de certains problèmes de santé chroniques, tandis que d'autres indiquent que cette méthode de déclaration ne cause aucune sous-estimation⁵⁻¹⁰. Par conséquent, certaines variations observées des taux de prévalence pourraient être imputables, en partie, à la déclaration par personne interposée. Les données de l'ENSP et de l'ESC sur lesquelles se fondent les estimations de la prévalence des problèmes de santé chroniques ont été recueillies, pour tous les membres de chaque ménage sélectionné dans l'échantillon, auprès d'un membre bien informé du ménage. Cependant, comme on ne peut déterminer le taux exact de réponses par procuration pour l'ESC, il est impossible d'évaluer l'effet éventuel de la déclaration par cette méthode.

Dans le cadre de l'ESC, on a demandé à tous les membres de chaque ménage s'ils faisaient de l'hypertension. En outre, certains membres des ménages échantillonnés ont participé à la composante des examens physiques de l'ESC. Toutes les personnes qui ont dit faire de l'hypertension sont classées dans la catégorie des hypertendus. Les personnes qui n'ont pas déclaré faire de l'hypertension mais dont la mesure de la tension artérielle était élevée sont également classées dans la catégorie des hypertendus. En revanche, pour l'ENSP, la prévalence de l'hypertension pourrait être sous-estimée, car toutes des données sur l'hypertension sont autodéclarées.

Graphique 1
Proportion de la population à domicile de 12 ans et plus qui jugeaient sa santé passable ou mauvaise, Canada, territoires non compris, 1998-1999



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999; échantillon transversal, Fichier santé

l'utilisation des services de santé et de la longévité, particulièrement chez les personnes âgées¹¹⁻¹⁸. On a également montré que l'autoévaluation de la santé concorde avec les évaluations plus objectives faites par les médecins d'après les résultats d'examen médicaux et psychiatriques approfondis¹⁹.

En outre, on décrit les tendances observées sur 20 ans pour les problèmes de santé chroniques et la limitation des activités chez les Canadiens de 45 à 64 ans en s'appuyant sur les données de l'Enquête

santé Canada (ESC) de 1978-1979 ainsi que sur celles de l'ENSP (voir *Méthodologie, Définitions et Annexe*). Toutes proportions gardées, deux fois plus d'adultes de 45 à 64 ans que d'adultes de 25 à 44 ans se disent en mauvaise santé (12 % contre 6 %). En outre, l'analyse des facteurs associés aux variations de l'autoévaluation de la santé à l'âge mûr montre que la détérioration de cette autoévaluation est liée à l'existence de problèmes de santé chroniques et d'une dépendance à l'égard d'autrui pour vaquer aux activités quotidiennes.

Variations de l'autoévaluation de la santé

Les données du fichier longitudinal de l'ENSP permettent d'étudier les transitions d'un état de santé à l'autre au cours de la période de quatre ans allant de 1994-1995 à 1998-1999 chez les Canadiens de 25 à 64 ans.

Durant cette période, un petit nombre de personnes de ce groupe d'âge sont décédées (un peu moins de 2 %) et un nombre négligeable ont été placées en établissement. Sans surprise, on constate qu'il existe un lien entre l'état de santé en 1994-1995 (période de référence) et la mortalité. En effet, environ 6 % des personnes qui ont jugé leur santé passable ou mauvaise en 1994-1995 étaient décédées en 1998-1999, taux six fois plus élevé que celui observé pour les personnes qui s'étaient jugées en excellente, très bonne ou bonne santé (données non présentées).

Tableau 1
Taux sur quatre ans des transitions entre les niveaux d'autoévaluation de la santé, population à domicile de 25 à 64 ans, Canada, territoires non compris

Autoévaluation de la santé en 1994-1995	Autoévaluation de la santé en 1998-1999						
	Total		Total	Excellente, très bonne ou bonne		Passable ou mauvaise	
	milliers	%		%	milliers	%	milliers
Total	15 120	100	100	13 740	91	1 390	9
Excellente, très bonne ou bonne	13 810	91	100	13 060	95 [†]	760	5
Passable ou mauvaise	1 310	9	100	680	52	630	48 [‡]

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, fichier longitudinal, de 1994-1995 à 1998-1999

Nota : Fondé sur 7 943 membres de l'échantillon longitudinal qui avaient de 25 à 64 ans en 1994-1995 et qui faisaient encore partie de la population à domicile en 1998-1999.

† Valeur significativement plus élevée que celle observée pour la catégorie « passable ou mauvaise » en 1994-1995

‡ Valeur significativement plus élevée que celle observée pour la catégorie « excellente, très bonne ou bonne » en 1994-1995

Définitions

L'*autoévaluation de l'état de santé* reflète l'évaluation globale que donne une personne de son état de santé général. On a demandé aux participants à l'enquête d'évaluer leur état de santé général au moyen de l'échelle à cinq points suivante : excellente (1), très bonne, bonne, passable ou mauvaise (5). Diverses études montrent que cette évaluation globale unique de l'état de santé est remarquablement stable au fil du temps¹⁹. D'après les données du fichier longitudinal de l'ENSP, le coefficient de corrélation pour cette question est de 0,55 de 1994-1995 à 1996-1997, de 0,55 de 1996-1997 à 1998-1999 et de 0,49 de 1994-1995 à 1998-1999. Confirmant les résultats des études antérieures, ces corrélations témoignent d'une stabilité considérable.

Aussi bien dans le cas de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) que de l'Enquête santé Canada (ESC), on se sert d'une liste de problèmes de santé pour déterminer l'existence de *problèmes de santé chroniques*. Dans le cas de l'ENSP, on demande : « Un spécialiste de la santé a-t-il diagnostiqué chez ... certains des problèmes de santé de longue durée suivants? Par problèmes de santé de longue durée, on entend un état qui persiste depuis six mois ou plus ou qui devrait persister pendant six mois ou plus. » Aux personnes qui ont participé à l'ESC, on a demandé si elles avaient des « problèmes de santé de longue durée ». À cause de différences dans les énoncés, seules les questions sur sept problèmes de santé chroniques sont relativement comparables et ce sont, par conséquent, ceux-là que l'on a sélectionnés pour l'analyse des taux de prévalence au fil du temps. Ces problèmes sont la maladie cardiaque, l'hypertension, le diabète, l'arthrite ou le rhumatisme, la bronchite ou l'emphysème, l'asthme et la migraine. L'ESC fournit aussi des données sur la tension artérielle obtenues par examen physique. Ici, ces données sont analysées dans le contexte des recommandations récentes concernant les seuils appliqués pour définir l'hypertension (tension artérielle systolique égale ou supérieure à 140 mm Hg; tension artérielle diastolique égale ou supérieure à 90 mm Hg)²⁰.

Dans le cadre de l'ENSP et de l'EPS, la *limitation des activités* s'entend de toute incapacité physique ou mentale ou de tout problème de santé chronique qui persiste depuis six mois ou plus ou qui devrait persister pendant six mois ou plus et qui limite le genre ou le nombre d'activités qu'une personne peut exercer à la maison, à l'école, au travail ou dans d'autres circonstances. En ce qui concerne l'ESC, aux fins des analyses présentées ici, on classe les personnes qui ont déclaré une limitation d'au moins six mois dans la catégorie de personnes présentant une limitation des activités.

(Voir l'*Annexe* pour la définition des variables correspondant aux caractéristiques socio-économiques, au soutien social, au comportement qui influe sur la santé et au bien-être psychologique).

La grande majorité des membres de cette population (98 %) faisaient encore partie de la population à domicile en 1998-1999. Des transitions entre états de santé s'observent pour une proportion importante de ces personnes (tableau 1). Parmi les 1,3 million de personnes de 25 à 64 ans qui, selon l'enquête de 1994-1995, considéraient leur santé passable ou mauvaise, plus de la moitié (52 %) jugeaient leur santé excellente, très bonne ou bonne, donc meilleure, en 1998-1999. Par contre, des 13,8 millions de personnes qui se considéraient en excellente, très bonne ou bonne santé en 1994-1995, 5 % jugeaient que leur santé était passable ou mauvaise, donc moins bonne, en 1998-1999. Ce taux de détérioration est trois fois plus faible que celui observé pour les personnes de 65 ans et plus (15 %).

Facteurs associés aux variations de l'autoévaluation de la santé

Il est important, lors de l'étude des variations de l'autoévaluation de la santé, de tenir compte de l'interdépendance des facteurs physiques, sociaux et environnementaux susceptibles d'influer sur cette évaluation globale de l'état de santé²¹. Ces facteurs incluent l'âge, le revenu, le niveau de scolarité, les comportements qui influent sur la santé (comme l'usage du tabac et l'exercice), les problèmes de santé chroniques et d'autres affections (arthrite, maladie cardiaque et diabète, par exemple), les indicateurs du bien-être psychologique (comme la dépression et le stress chronique) et ceux du soutien social (par exemple, modalités d'habitation et soutien émotionnel). Pour étudier les associations entre ces facteurs et les changements de l'autoévaluation de la santé, on a analysé par régression multivariée les données sur les personnes de 25 à 64 ans recueillies lors des entrevues de 1994-1995 et de 1998-1999 de l'ENSP. Ont été exclues de l'analyse les personnes qui faisaient partie de la population à domicile en 1994-1995, mais qui étaient décédées ou placées en établissement de santé en 1998-1999.

Problèmes de santé chroniques et incapacité

Comme il faut s'y attendre, les problèmes de santé chroniques et l'incapacité sont corrélés à la

détérioration de l'autoévaluation de l'état de santé. La cote exprimant le risque de donner une moins bonne autoévaluation de son état de santé lors de l'entrevue de 1998-1999 de l'ENSP est plus élevée pour les personnes qui ont dit souffrir de problèmes particuliers de santé chroniques lors de l'entrevue de 1994-1995 ou de 1996-1997 que pour celles qui n'ont mentionné aucun problème de ce genre (tableau 2). Ces problèmes de santé chroniques comprennent l'arthrite ou le rhumatisme, le diabète et la maladie cardiaque. La cote exprimant le risque d'une détérioration est en outre cinq fois plus élevée pour les personnes qui, lors des premières entrevues, ont déclaré dépendre d'autrui pour les activités quotidiennes.

Dans la plupart des cas, les problèmes de santé chroniques ou la dépendance au regard des activités durent longtemps, situation qui influence généralement l'idée que se fait la personne d'une amélioration de la santé. Cependant, si l'on s'en tient à la présente analyse, la déclaration de problèmes de santé chroniques ou d'une dépendance à l'égard d'autrui pour les activités lors de l'entrevue de référence n'est pas négativement liée à l'amélioration de l'autoévaluation de la santé chez les personnes d'âge mûr qui ont jugé leur santé mauvaise ou passable lors du premier cycle de l'enquête. La guérison du problème de santé, qui à son tour entraîne une autoévaluation plus positive de la santé, pourrait expliquer partiellement cette absence d'association. Il se pourrait aussi que certaines personnes déclarent une maladie ou une incapacité épisodique bien qu'on leur ait demandé de déclarer les problèmes de santé qui ont duré ou qui devraient durer au moins six mois. Une fois guéries, ces personnes évalueront leur santé de façon plus positive. Enfin, il se pourrait que la santé de certaines personnes souffrant d'une maladie chronique s'améliore. Ces explications éventuelles, ainsi que le manque de renseignements sur la gravité et la durée de la maladie chronique ont tendance à embrouiller les résultats sur l'association entre les problèmes de santé chroniques et l'amélioration de l'autoévaluation de la santé, particulièrement chez les personnes atteintes de plusieurs maladies graves ou de longue durée.

Bien-être psychologique

Diverses composantes du bien-être psychologique sont liées à des variations de l'autoévaluation de la santé chez les personnes d'âge mûr. La cote exprimant le risque de se dire en moins bonne santé qu'auparavant lors de l'entrevue de 1998-1999 de l'ENSP est plus de deux fois plus élevée pour les personnes qui ont déclaré avoir vécu un épisode dépressif majeur durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995 ou de 1996-1997 que pour celles qui ne souffraient pas de dépression (tableau 2). De surcroît, la cote exprimant la possibilité de se juger en meilleure santé en 1998-1999 est plus faible pour les personnes considérées comme ayant une faible estime de soi en 1994-1995 que pour les autres.

Bien que l'association entre l'estime de soi et la dépression soit bien connue²², la présente analyse indique que ces deux attributs du bien-être psychologique sont associés différemment aux variations de l'autoévaluation de la santé. Lors de l'examen de la transition vers un moins bon état de santé, le fait d'exclure la variable d'estime de soi du modèle n'amoinçrit pas l'association entre la dépression et la détérioration de la santé. De surcroît, si l'on exclut la dépression du modèle, la corrélation entre l'estime de soi et la détérioration de la santé demeure non significative. Pareillement, si l'on étudie la transition vers un meilleur état de santé, le fait d'exclure la dépression du modèle ne modifie pas l'association négative entre la faible estime de soi et l'amélioration de la santé. Si l'on supprime la variable d'estime de soi de ce second modèle, l'association entre la dépression et l'amélioration de l'état de santé demeure non significative. Ces résultats laissent entendre que, malgré la corrélation entre ces deux attributs du bien-être psychologique, la dépression est un prédicteur d'une variation négative de l'autoévaluation de la santé, tandis qu'une estime de soi moyenne ou forte est un prédicteur d'une amélioration de l'autoévaluation de la santé.

Facteurs socioéconomiques

Les facteurs socioéconomiques sont, eux aussi, associés aux variations de l'autoévaluation de la santé

Tableau 2

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques aux variations de l'autoévaluation de la santé survenues de 1994-1995 à 1998-1999, population à domicile de 25 à 64 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Détérioration		Amélioration	
	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe				
Hommes	1,5	1,0 - 2,1	1,4	0,8 - 2,3
Femmes†	1,0	...	1,0	...
Âge				
25 à 44 ans†	1,0	...	1,0	...
45 à 64 ans	1,5*	1,0 - 2,2	0,7	0,4 - 1,2
Niveau de scolarité				
Pas de diplôme d'études secondaires‡	1,8*	1,2 - 2,7	1,3	0,8 - 2,1
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur	1,8*	1,1 - 3,0	1,1	0,6 - 1,9
Moyen†	1,0	...	1,0	...
Moyen-supérieur/supérieur	0,8	0,5 - 1,1	2,1*	1,2 - 3,7
Soutien social				
Vit seul(e)‡	0,9	0,6 - 1,3	1,0	0,6 - 1,8
Faible soutien émotionnel‡	1,1	0,7 - 1,8	0,8	0,5 - 1,3
Comportements qui influent sur la santé				
Usage quotidien de la cigarette‡	1,1	0,8 - 1,6	0,7	0,4 - 1,2
Exercice infrequent‡	1,4	0,9 - 2,1	0,9	0,6 - 1,6
Consommation fréquente d'alcool‡	0,6	0,3 - 1,3	1,1	0,4 - 3,4
Poids				
Poids insuffisant	1,2	0,6 - 2,6	1,0	0,4 - 2,9
Poids normal†	1,0	...	1,0	...
Poids excessif	1,1	0,7 - 1,6	0,9	0,5 - 1,6
Dépendance à l'égard d'autrui pour les activités‡§	4,7*	2,8 - 7,8	0,6	0,4 - 1,1
Problèmes de santé chroniques et autres§				
Arthrite ou rhumatisme‡	1,9*	1,2 - 2,9	0,7	0,4 - 1,2
Maux de dos‡	1,3	0,9 - 1,9	0,6	0,4 - 1,1
Hypertension‡	1,4	0,8 - 2,2	0,9	0,5 - 1,6
Migraine‡	1,3	0,9 - 2,0	0,8	0,5 - 1,5
Diabète‡	4,4*	2,0 - 10,0	0,8	0,4 - 1,8
Maladie cardiaque‡	3,4*	1,9 - 5,9	0,5	0,3 - 1,1
Ulcères à l'estomac ou à l'intestin‡	1,7	0,9 - 3,3	1,0	0,5 - 2,0
Cancer‡	2,8	1,0 - 7,9	--	--
Trouble de la vue‡	0,9	0,5 - 1,7	--	--
Bien-être psychologique				
Faible estime de soi‡	1,1	0,7 - 1,8	0,3*	0,2 - 0,5
Stress chronique intense‡	1,3	0,9 - 2,0	1,1	0,6 - 1,7
Épisode dépressif majeur‡§	2,2*	1,4 - 3,4	0,8	0,4 - 1,5

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, fichier longitudinal, de 1994-1995 à 1998-1999.

Nota : Le modèle de détérioration de l'autoévaluation de la santé se fonde sur 6 701 personnes de 25 à 64 ans en 1994-1995 qui ont déclaré à ce moment-là être en excellente, très bonne ou bonne santé et qui faisaient encore partie de la population à domicile en 1998-1999; en 1998-1999, 357 de ces personnes ont dit que leur santé était passable ou mauvaise; 440 enregistrements ont été exclus des analyses à cause de données manquantes. Le modèle de l'amélioration de l'autoévaluation de la santé se fonde sur 752 personnes de 25 à 64 ans en 1994-1995 qui ont déclaré à ce moment-là que leur santé était passable ou mauvaise et qui faisaient encore partie de la population à domicile en 1998-1999; en 1998-1999, 379 de ces personnes se sont dites en excellente, très bonne ou bonne santé; 50 enregistrements ont été exclus des analyses à cause de données manquantes. Une catégorie « données manquantes » a été introduite dans le modèle pour le revenu et le poids afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.

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

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour « vit seul(e) » est « vit avec d'autres ».

§ Pour le modèle de la détérioration de l'autoévaluation de la santé, la dépendance au regard des activités et les problèmes de santé chroniques et autres regroupent les états qui existaient en 1994-1995 ou en 1996-1997. Pareillement, la variable d'épisode dépressif majeur englobe les épisodes survenus l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995 ou celle qui a précédé l'entrevue de 1996-1997.

-- Effectif de l'échantillon trop faible pour que la variable soit incluse dans le modèle.

* $p < 0,05$

(tableau 2). La cote exprimant le risque de mentionner une détérioration de leur état de santé est plus forte pour les personnes qui ne possèdent pas de diplôme d'études secondaires que pour celles dont le niveau de scolarité est plus élevé. Elle est aussi plus élevée pour les personnes classées dans les catégories inférieure ou moyenne-inférieure de revenu que pour celles appartenant à la catégorie moyenne.

Alors qu'un faible revenu est associé à une détérioration de l'autoévaluation de la santé, un revenu élevé est associé à une amélioration de l'autoévaluation de la santé. En effet, la cote exprimant la possibilité de se dire en meilleure santé qu'à la période de référence est plus de deux fois plus élevée pour les personnes appartenant à la catégorie moyenne-supérieure ou supérieure de revenu que pour celles appartenant à la catégorie moyenne.

Comportements qui influent sur la santé

Après correction pour tenir compte de l'effet de toutes les autres variables du modèle multivarié, on n'observe aucune association significative entre les variations de l'autoévaluation de la santé et l'usage du tabac, l'exercice physique, le poids corporel ni la consommation d'alcool. L'impossibilité de déceler une association significative entre les variations de l'autoévaluation de la santé et les comportements ayant une incidence sur la santé pourrait tenir en partie à leur corrélation à d'autres facteurs inclus dans le modèle (comme les niveaux de scolarité et de revenu). Selon certaines études, il existe un lien significatif entre un faible statut socioéconomique et l'usage du tabac, l'obésité et un faible niveau d'activité physique durant les loisirs^{23,24}.

Tendances concernant les problèmes de santé chroniques et la limitation des activités

Les personnes de 45 à 64 ans sont plus susceptibles de juger leur santé passable ou mauvaise que celles de 25 à 44 ans. De surcroît, si l'on s'en tient aux données recueillies auprès des adultes qui ont participé aux entrevues de 1994-1995 et 1998-1999

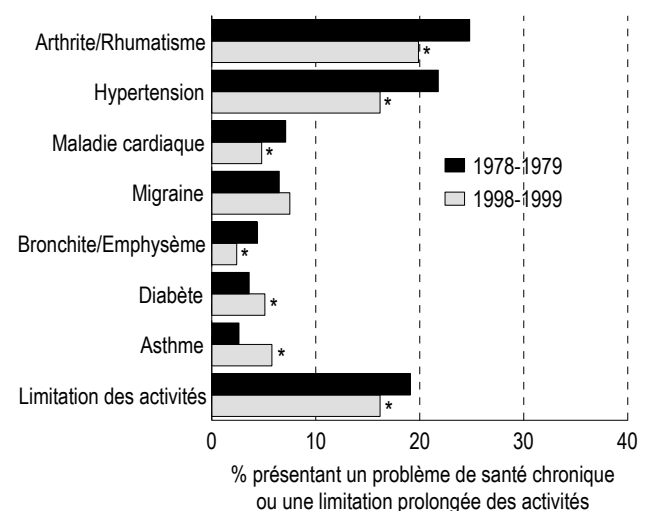
de l'ENSP, la cote exprimant le risque de se juger en moins bonne santé lors de la dernière entrevue est plus élevée pour les personnes de 45 à 64 ans que pour celles de 25 à 44 ans.

La maladie chronique et l'incapacité sont liées à la détérioration de l'autoévaluation de la santé. Aussi serait-il bon de savoir si la prévalence des problèmes de santé chroniques et de l'incapacité augmente ou diminue au cours du temps chez les Canadiens de 45 à 64 ans. Des comparaisons entre les données de l'Enquête santé Canada (ESC) de 1978-1979 et celles des trois premiers cycles de l'ENSP permettent de dégager plusieurs tendances.

Prévalence des problèmes de santé chroniques et de la limitation des activités

Ces vingt dernières années, la prévalence de l'arthrite ou du rhumatisme, de l'hypertension, de la maladie cardiaque et de la bronchite ou de l'emphysème a diminué chez les Canadiens de 45 à 64 ans (graphique 2). La prévalence de la limitation des activités a diminué également. Par contre, la prévalence de l'asthme et du diabète a augmenté.

Graphique 2
Prévalence de certains problèmes de santé chroniques ou de la limitation prolongée des activités, population à domicile de 45 à 64 ans, Canada, territoires non compris, 1978-1979 et 1998-1999



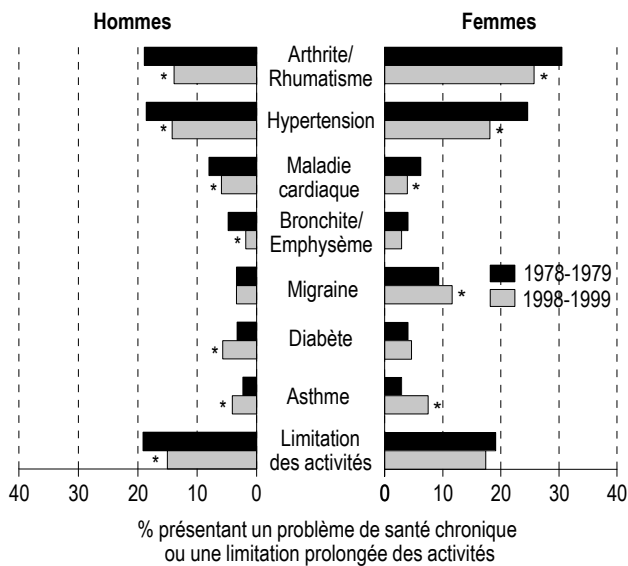
Sources des données : Enquête santé Canada de 1978-1979; Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, échantillon transversal, Fichier général
* Valeur significativement différente de celle observée pour 1978-1979, $p < 0,05$

Ces tendances concordent avec celles observées aux États-Unis (données non présentées).

Différences entre les hommes et les femmes

Au cours des vingt dernières années, à quelques exceptions près, la direction des tendances observées pour les problèmes de santé chroniques et la limitation des activités a été la même pour les hommes que pour les femmes (graphique 3). La prévalence du diabète a augmenté de façon significative chez l'homme, mais pas chez la femme. En revanche, la prévalence de l'asthme a augmenté plus fortement chez la femme que chez l'homme, tandis que celle de la bronchite ou de l'emphysème n'a baissé de façon significative ni chez la femme ni chez l'homme. La prévalence de la migraine a augmenté chez la femme, mais est demeurée constante chez l'homme. Enfin, la prévalence de la limitation des activités a baissé chez l'homme mais n'a pas diminué de façon significative chez la femme.

Graphique 3
Prévalence de certains problèmes de santé chroniques ou de la limitation prolongée des activités, selon le sexe, population à domicile de 45 à 64 ans, Canada, territoires non compris, 1978-1979 et 1998-1999



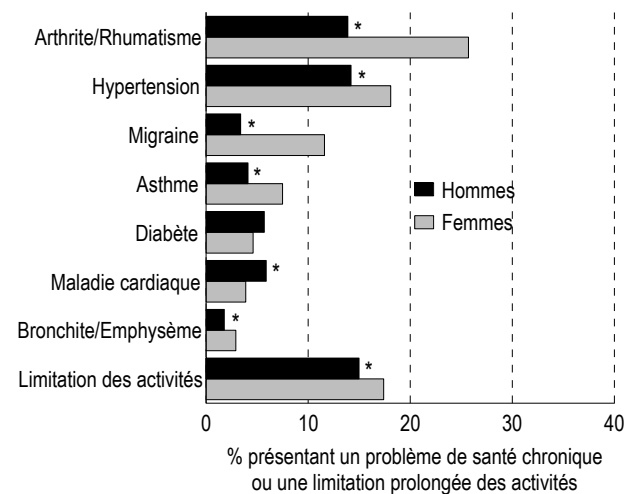
Sources des données : Enquête santé Canada de 1978-1979; Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, échantillon transversal, Fichier santé
* Valeur significativement différente de celle observée pour 1978-1979, $p < 0,05$

En 1998-1999, la prévalence de l'arthrite ou du rhumatisme, de l'hypertension, de la migraine, de l'asthme et de la bronchite ou de l'emphysème était plus forte chez la femme que chez l'homme, tandis que celle de la maladie cardiaque était plus forte chez l'homme que chez la femme (graphique 4). La limitation des activités était, quant à elle, plus courante chez la femme que chez l'homme.

Écarts régionaux

La prévalence des problèmes de santé chroniques et de la limitation des activités chez les Canadiens de 45 à 64 ans varie selon la région (tableau 3). En 1998-1999, c'est pour la région Atlantique que la prévalence de l'arthrite ou du rhumatisme, de l'hypertension, de la bronchite ou de l'emphysème et de la limitation prolongée des activités était la plus forte. En outre, la prévalence de la maladie cardiaque était supérieure à la moyenne nationale en Ontario. En revanche, en 1978-1979, les écarts entre ces taux régionaux étaient moins prononcés. En 1998-1999, c'est en Colombie-Britannique que l'on a enregistré la prévalence la plus faible de la maladie cardiaque et au Québec que l'on a enregistré la prévalence la plus

Graphique 4
Prévalence de certains problèmes de santé chroniques ou de la limitation prolongée des activités, selon le sexe, population à domicile de 45 à 64 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999



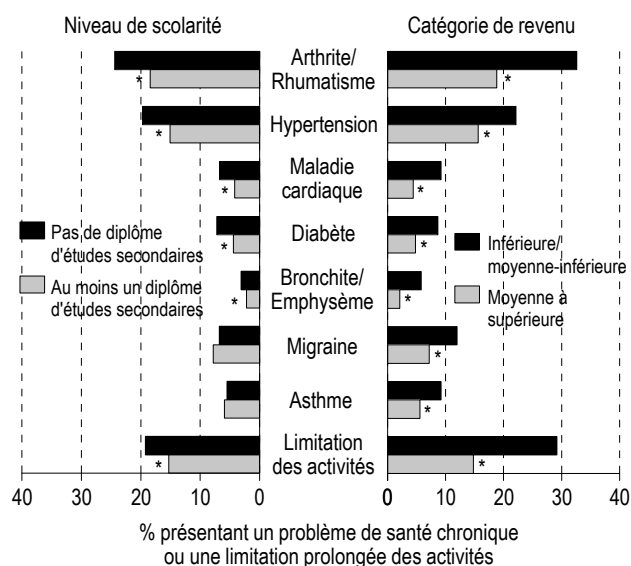
Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, échantillon transversal, Fichier général
* Valeur significativement différente de celle observée pour les femmes, $p < 0,05$

faible de l'arthrite ou du rhumatisme et de la limitation prolongée des activités. Les Prairies, quant à elles, ont affiché la prévalence la plus faible de l'asthme.

Écarts d'origine socioéconomique

L'analyse montre qu'il existe un lien entre la détérioration de l'autoévaluation de la santé et un faible niveau de scolarité ou de revenu chez les personnes de 25 à 64 ans. Pareillement, les problèmes de santé chroniques et la limitation des activités sont plus courants chez les personnes de 45 à 64 ans appartenant aux catégories inférieures de scolarité ou de revenu que chez les autres. En 1998-1999, la prévalence de l'arthrite ou du rhumatisme, de l'hypertension, de la maladie cardiaque, du diabète, de la bronchite ou de l'emphysème et de la limitation des activités était plus forte chez les personnes qui ne possédaient pas de diplôme d'études secondaires que chez celles dont le niveau de scolarité était plus élevé (graphique 5). Ces problèmes de santé, de même que la migraine, sont également plus courants chez les personnes appartenant aux catégories inférieure ou moyenne-

Graphique 5
Prévalence de certains problèmes de santé chroniques ou de la limitation prolongée des activités, selon le niveau de scolarité et le revenu du ménage, population à domicile de 45 à 64 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, échantillon transversal, Fichier général

* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie « pas de diplôme d'études secondaires » ou « inférieure/moyenne-inférieure », $p < 0,05$

Tableau 3

Prévalence de certains problèmes de santé chroniques ou de la limitation prolongée des activités, selon le groupe d'âge et la région, population à domicile de 45 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1978-1979 et 1998-1999

	1978-1979						1998-1999					
	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique
	%											
45 à 64 ans												
Arthrite/Rhumatisme	24,8	26,7	25,0	23,9	28,9*	20,3*	19,9	25,7*	14,8*	21,4	23,0*	18,3
Hypertension	21,8	25,0	21,0	22,8	20,7	19,4	16,2	19,4*	15,0	17,2	16,3	13,9
Maladie cardiaque	7,1	9,7	8,7	6,6	5,0*	5,6	4,8	6,1	4,6	6,1*	3,8	2,3*
Diabète	3,6	3,5	4,7*	4,0	2,6	1,6*	5,1	5,9	4,1	5,7	5,8	4,4
Migraine	6,5	5,6	6,2	6,0	6,7	9,0	7,5	7,1	6,7	7,5	8,0	8,9
Asthme	2,6	2,4	2,6	2,2	2,7	3,8	5,8	5,4	5,7	6,2	4,5*	6,6
Bronchite/Emphysème	4,4	5,2	5,2	4,4	3,6	2,8	2,4	3,4*	2,1	2,3	2,5	2,6
Limitation des activités	19,1	23,7	18,3	18,5	17,2	22,2	16,2	20,4*	13,2*	16,7	17,4	16,9
65 ans et plus												
Arthrite/Rhumatisme	42,7	44,2	37,8	43,3	44,7	46,4	41,5	44,5	34,3*	45,4*	44,1	38,8
Hypertension	39,2	43,8	37,5	39,8	38,7	37,4	35,6	41,0*	35,3	37,9	31,3*	31,4
Maladie cardiaque	18,2	21,6	16,6	19,6	15,5	18,0	17,4	19,7	14,6	18,8	16,1	19,0
Diabète	6,5	8,4	5,1	8,1	6,6	3,3*	11,6	12,7	11,8	12,5	9,6	10,7
Migraine	2,5	2,1	2,7	1,5	4,3	3,1	3,3	2,9	3,1	3,2	2,9	4,7
Asthme	3,9	3,7	3,4	4,6	3,4	4,1	5,7	7,5	4,5	6,0	6,8	4,9
Bronchite/Emphysème	6,3	8,4	8,9	4,7	4,1	7,8	5,8	6,2	6,4	5,6	4,6	6,5
Limitation des activités	35,4	40,0	33,2	32,5	36,4	43,0	29,1	32,3	22,9*	31,4	30,4	29,8

Sources des données : Enquête santé Canada de 1978-1979; Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, échantillon transversal, Fichier santé
* Valeur significativement différente de la moyenne nationale, $p < 0,05$

inférieure de revenu que chez celles appartenant aux catégories moyenne à supérieure.

Mot de la fin

La plupart des Canadiens dans la quarantaine et la cinquantaine sont en bonne santé. En outre, la prévalence de plusieurs problèmes de santé chroniques, ainsi que de la limitation des activités due à la maladie a diminué ces vingt dernières années. Ces tendances donnent à penser que les efforts déployés pour prévenir la maladie et promouvoir la santé, ainsi que les progrès dans le domaine thérapeutique^{25,26} contribuent à l'amélioration de l'état de santé des cohortes récentes de personnes de 45 à 64 ans, lesquelles sont en grande partie les « membres de la génération du baby boom ».

En effet, la cote exprimant le risque de juger que leur santé se détériore est plus élevée pour les Canadiens de 45 à 64 ans que pour les jeunes adultes, c'est-à-dire le groupe des 25 à 44 ans. Cette détérioration de l'autoévaluation de la santé est associée à divers facteurs, dont l'existence de certains problèmes de santé chroniques.

Bien que nombre de problèmes de santé chroniques soient devenus moins courants chez les Canadiens de 45 à 64 ans ces 20 dernières années, la prévalence de certains, comme le diabète et l'asthme, a augmenté. Une hausse comparable a été observée aux États-Unis^{27,28}. Au Canada, on note d'importants écarts entre les hommes et les femmes. Ainsi, la prévalence du diabète et de l'asthme a augmenté chez les hommes, tandis que celle de l'asthme et de la migraine a augmenté chez les femmes.

L'augmentation de la prévalence du diabète chez les hommes est particulièrement inquiétante, puisque cette maladie augmente fortement le risque de maladie cardiaque, d'accident vasculaire cérébral, de cécité, d'affections rénales, d'incapacité et de mortalité. Aux États-Unis, la hausse de la prévalence du diabète a été expliquée, du moins en partie, par une sensibilité plus grande des méthodes de dépistage de la maladie, ainsi que par la courbe de poids croissante et le mode de vie sédentaire de la population^{27,29,30}.

La prévalence croissante de la migraine chez la femme est aussi une source de préoccupation. On a montré que le stress est un facteur de risque de migraine³¹. Or, au Canada, une plus forte proportion de femmes que d'hommes disent subir un stress au travail, peut-être parce qu'elles assument une part disproportionnée de travail non rémunéré comparativement à leurs homologues masculins³². En outre, la cote exprimant le risque de vivre un épisode dépressif majeur est plus forte pour les femmes qui disent souffrir de migraine que pour les autres.

De 1978-1979 à 1998-1999, la prévalence de l'asthme a augmenté chez l'homme et chez la femme, tandis que celle de la bronchite et de l'emphysème n'a pas diminué chez la femme, mais l'a fait chez l'homme.

Enfin, il est intéressant de souligner l'association entre le faible niveau de scolarité et de revenu, d'une part, et la détérioration de la santé et l'existence de problèmes de santé chroniques, d'autre part. D'autres indicateurs de la santé examinés dans le présent rapport témoignent aussi de ce genre de disparités socioéconomiques. Par exemple, l'espérance de vie est plus grande dans les régions où le niveau de chômage est faible et le niveau de scolarité élevé, alors que la mortalité infantile la plus forte s'observe dans les quartiers urbains les plus pauvres. ●

Pour plus de renseignements, s'adresser à Jiajian Chen (613-951-5059; chenjia@statcan.ca) ou à Margot Shields (613-951-4177; shiemar@statcan.ca), Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada.

Références

1. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
2. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys in using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
3. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Survey Research Methods Section*, Baltimore, août 1999.
4. B.V. Shah, B.G. Barnwell et G.S. Bieler, *SUDAAN User's Manual*, Release 7.5, Research Triangle Park, North Carolina, Research Triangle Institute, 1997.
5. L.S. Corder, M.A. Woodbury et K.G. Manton, « Proxy response patterns among the aged: effects on estimates of health status and medical care utilization from the 1982-1984 long-term care surveys », *Journal of Clinical Epidemiology*, 49(2), 1996, p. 173-182.
6. D.A. Koons, « Quality control and measurement of nonsampling error in the Health Interview Survey », *Health and Vital Statistics*, 2(54), 1973, p. 1-24.
7. N.A. Mathiowetz et R.M. Groves, « The effects of respondent rules on health survey reports », *American Journal of Public Health*, 75(6), 1985, p. 639-644.
8. M.G. Kovar et R.A. Wright, « An experiment with alternate respondent rules in the National Health Interview Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Social Statistics Section*, 1973, p. 311-316.
9. R.H. Lawrence, « The structure of physical health status. Comparing proxies and self-respondents », *Journal of Aging and Health*, 7(1), 1995, p. 79-98.
10. R.E. Miller, M.P. Massagli et B.R. Clarridge, « Quality of proxy vs. self-reports: evidence from a health survey with repeated measures », *American Statistical Association: Proceedings of the Section on Survey Research Methods*, 1986, p. 546-551, Washington, DC, American Statistical Association.
11. J.M. Mossey et E. Shapiro, « Self-rated health: a predictor of mortality among the elderly », *American Journal of Public Health*, 72, 1982, p. 800-808.
12. E.L. Idler et S. Kasl, « Health perceptions and survival: do global evaluations of health status really predict mortality? », *Journal of Gerontology*, 46, 1991, p. S55.
13. L.T.J. Pijls, E.J.M. Feskens et D. Kromhout, « Self-rated health, mortality, and chronic diseases in elderly men: the Zutphen Study, 1985-1990 », *American Journal of Epidemiology*, 138, 1993, p. 840-848.
14. C.S. Blaum, J. Liang et X. Liu, « The relationship of chronic diseases and health status to the health services utilization of older Americans », *Journal of the American Geriatrics Society*, 42, 1994, p. 1087-1093.
15. C. Evashwick, G. Rowe, P. Diehr *et al.*, « Factors explaining the use of health care services by the elderly », *Health Services Research*, 19, 1984, p. 357-382.
16. T. Harris, M.G. Kovar, R. Suzman *et al.*, « Longitudinal study of physical ability in the oldest-old », *American Journal of Public Health*, 79(6), 1989, p. 698-702.
17. V. Mor, V. Wilcox, W. Rakowski *et al.*, « Functional transitions among the elderly: patterns, predictors, and related hospital use », *American Journal of Public Health*, 84(8), 1994, p. 1274-1280.
18. L.G. Branch et K.U. Leighton, « Transitional probabilities to dependency, institutionalization and death among the elderly over a decade », *Journal of Aging and Death*, 1(3), 1989, p. 370-408.
19. G.L. Maddox et E.B. Douglass, « Self-assessment of health: a longitudinal study of elderly subjects », *Journal of Health and Social Behavior*, 14, 1973, p. 87-93.
20. M.R. Joffres, P. Hamet et S.W. Rabkin *et al.*, « Prevalence, control and awareness of high blood pressure among Canadian adults », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 146(11), 1992, p. 1997-2005.
21. R.G. Evans et G.L. Stoddart, *Producing Health, Consuming Health Care*, (CHEPA working paper series #90-6), Hamilton, McMaster University, 1990.
22. M.P. Beaudet, « Dépression », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 11-25 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
23. Comité consultatif fédéral-provincial-territorial sur la santé de la population, *Rapport statistique sur la santé de la population canadienne* (n° H39-467/1999F au catalogue), Ottawa, ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux, 1999.
24. E.S. Ford, R.K. Merritt, G.W. Heath *et al.*, « Physical activity behaviors in lower and higher socioeconomic status populations », *American Journal of Epidemiology*, 133(2), 1991, p. 1246-1256.
25. S.H. Allaire, M.P. LaValley, S.R. Evans *et al.*, « Evidence for decline in disability and improved health among persons aged 55 to 70 years: the Framingham Heart Study », *American Journal of Public Health*, 89(11), 1999, p. 1687-1693.
26. A. Mosterd, R.B. D'Agostino, H. Silbershatz *et al.*, « Trends in the prevalence of hypertension, antihypertensive therapy, and left ventricular hypertrophy from 1950 to 1989 », *New England Journal of Medicine*, 340(16), 1999, p. 1221-1227.
27. M.I. Harris, K.M. Flegal, C.C. Cowie *et al.*, « Prevalence of diabetes, improved fasting glucose, and impaired glucose tolerance in US adults », *Diabetes Care*, 21(4), 1998, p. 518-524.
28. J.M. Goldring, D.S. James et H.A. Anderson, « Chronic lung disease », publié sous la direction de R.C. Brownson, P.L. Remington et J.R. Davis, *Chronic Disease Epidemiology and Control*, Washington, DC, American Public Health Association, 1998.
29. American Diabetes Association, *Diabetes 1996, Vital Statistics*, Alexandria, Virginia, American Diabetes Association, 1996.
30. Trends in the prevalence and incidence of self-reported diabetes mellitus—United States, 1980-1994, *Mortality and Morbidity Weekly Reports*, 46(43), 1997, p. 1014-1018.
31. Prevalence of chronic migraine headaches – United States, 1980-1989, *Mortality and Morbidity Weekly Reports*, 40(20), 1991, p. 337-338.

32. Comité consultatif fédéral-provincial-territorial sur la santé de la population, *Pour un avenir en santé : Deuxième rapport sur la santé de la population*, Ottawa, ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux, 1999.
33. Santé et Bien-être social Canada, Niveaux de poids associés à la santé : Lignes directrices canadiennes, Ottawa, ministre de la Santé et du Bien-être social, 1988.
34. 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.
35. American Psychiatric Association, *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux*, Troisième édition révisée, Washington, DC, American Psychiatric Association, 1989.

Annexe

Caractéristiques socio-économiques, soutien social, comportements qui influent sur la santé et bien-être psychologique : définition des variables

On définit deux catégories de *niveau de scolarité* en se fondant sur le niveau le plus élevé atteint : pas de diplôme d'études secondaires et au moins un diplôme d'études secondaires.

Pour l'analyse des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), la *catégorie de revenu* est déterminée d'après le nombre de personnes qui composent le ménage et le revenu total du ménage provenant de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue. On définit les catégories de revenus suivantes :

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

Pour l'analyse des données de l'Enquête santé Canada, on a déterminé la catégorie de revenu en se servant d'une variable dérivée axée sur le quintile de revenu de la famille économique.

Les variables du soutien social incluent les modalités de logement et le soutien émotionnel. Les catégories de *modalités de logement* sont : vit seul(e) ou vit avec au moins une autre personne. On a posé aux participants à l'enquête quatre questions auxquelles il fallait répondre par « oui » ou par « non » pour évaluer le *soutien émotionnel*. On leur a demandé s'ils avaient quelqu'un à qui ils pouvaient se confier, quelqu'un sur qui ils pouvaient compter, quelqu'un pouvant leur donner des conseils et quelqu'un pouvant leur donner le sentiment d'être aimé(e). Les personnes qui ont répondu « non » à l'une des questions sont considérées comme ayant un faible soutien émotionnel.

Les comportements qui influent sur la santé observés sont l'usage du tabac et la fréquence de l'exercice. La *catégorie d'usage du tabac*

est une variable dichotomique correspondant à l'usage quotidien ou non quotidien de la cigarette. Pour évaluer la *consommation d'alcool*, on a demandé aux participants à l'enquête d'indiquer le nombre de verres d'alcool qu'ils avaient bus chaque jour durant la semaine qui a précédé l'entrevue. On a classé dans la catégorie des buveurs fréquents les personnes qui ont dit avoir consommé au moins 15 verres d'alcool durant la semaine (plus de deux verres par jour, en moyenne). La fréquence de l'exercice est une variable dichotomique basée sur le nombre de fois que la personne s'est adonnée à des activités physiques de loisirs durant au moins 15 minutes au cours des trois mois qui ont précédé l'entrevue. Les personnes pour lesquelles le nombre est, en moyenne, inférieur à quatre fois par mois sont considérées comme faisant de l'exercice *infréquemment*.

Les *Lignes directrices canadiennes sur les niveaux de poids associés à la santé* ont été établies en se fondant sur l'indice de masse corporelle (IMC) pour déterminer la fourchette de poids sains et pour définir l'excès de poids et l'obésité³³. Pour calculer l'IMC, on divise le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Quatre *catégories de poids* sont définies d'après l'IMC : poids insuffisants (IMC inférieur à 20), poids normal (IMC compris entre 20 et 24,9), léger surpoids (IMC de 25 à 27) et obésité (IMC supérieur à 27). Ces lignes directrices s'appliquent à toute personne de 20 à 64 ans, sauf les femmes enceintes. Conformément à ces lignes directrices, aux fins de la présente analyse, on a considéré les personnes dont l'IMC de référence, en 1994-1995, était égal ou supérieur à 25 comme ayant un *excès de poids* et celles dont l'IMC était inférieur à 20 comme ayant un *poids insuffisant*.

Par *dépendance à l'égard d'autrui pour les activités*, on entend le besoin d'aide (pour des raisons de santé) pour vaquer aux activités élémentaires de la vie quotidienne, comme les soins personnels (se laver, s'habiller ou manger) ou les déplacements dans la maison. L'expression désigne aussi le besoin d'aide pour vaquer aux activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ), comme la préparation des repas, l'achat d'épicerie et d'autres produits indispensables, ou les travaux ménagers quotidiens.

On définit les cinq catégories de vision suivantes : pas de problème de vision, problème corrigé par des lentilles, difficulté à voir de loin - problème non corrigé, difficulté à voir de près et de loin - problème non corrigé et aveugle. On a considéré comme ayant un *trouble de la vue* les personnes souffrant d'un problème de vision non corrigé (autrement dit, les quatre dernières catégories).

L'évaluation du bien-être psychologique se fonde sur trois variables, à savoir le stress chronique, l'estime de soi et la dépression. Pour mesurer le *stress chronique*, on a demandé aux personnes qui ont participé à l'ENSP d'indiquer si les énoncés suivants s'appliquaient à elles en répondant par vrai ou faux :

Vous essayez d'entreprendre trop de choses en même temps.

Vous ressentez trop de pression pour que vous soyez comme les autres.

Les autres attendent trop de votre part.

Vous n'avez pas assez d'argent pour acheter les choses dont vous avez besoin.

Votre conjoint(e) ne vous comprend pas.

Votre conjoint(e) ne vous témoigne pas assez d'affection.

Votre conjoint(e) n'est pas suffisamment engagé(e) dans votre relation.

Vous trouvez qu'il est très difficile de trouver quelqu'un avec qui vous êtes compatible.

Un de vos enfants semble être très malheureux.

Le comportement d'un de vos enfants vous inquiète sérieusement.

Votre travail à la maison n'est pas apprécié.

Vos amis ont une mauvaise influence sur vous.

Vous aimeriez déménager mais vous ne pouvez pas.

L'endroit où vous habitez est trop bruyant ou trop pollué.

Un de vos parents, un de vos enfants ou votre conjoint(e) est en très mauvaise santé et pourrait mourir.

Quelqu'un dans votre famille a un problème d'alcool ou de drogue.

Les gens sont trop critiques à votre égard ou critiquent trop ce que vous faites.

On attribue une cote de 1 à chaque réponse « vrai ». Puis, on fait certains rajustements pour tenir compte des questions qui ne s'appliquent pas à certaines personnes (par exemple, les personnes n'ayant pas de conjoint(e)), de sorte que les cotes totales se fondent toutes sur le même dénominateur. On considère comme étant soumises à un stress chronique intense les personnes dont la cote totale correspond au quartile supérieur de la distribution pour la population de 18 ans et plus (cote égale ou supérieure à 5).

L'*estime de soi* est une mesure de la « positivité » avec laquelle une personne se juge. Au moyen d'une échelle à cinq points allant

de « entièrement d'accord » (cote de 0) à « tout à fait en désaccord » (cote de 4), on a demandé aux participants à l'ENSP d'évaluer les six énoncés suivants :

Vous estimez que vous avez un certain nombre de qualités.

Vous estimez qu'en tant que personne, vous valez autant que les autres.

Vous pouvez faire les choses aussi bien que la plupart des autres personnes.

Vous avez une attitude positive face à vous-même.

Dans l'ensemble, vous êtes satisfait(e) de vous-même.

Tout compte fait, vous avez tendance à vous considérer comme un(e) raté(e). (Cote inversée.)

On considère comme ayant une faible estime de soi les personnes dont la cote totale correspond au quartile inférieur de la distribution observée pour la population de 18 ans et plus (cote égale ou inférieure à 17).

Conformément à la méthode de Kessler *et al.*³⁴, l'Enquête nationale sur la santé de la population s'appuie sur un sous-ensemble de questions de la *Composite International Diagnostic Interview* pour déterminer si une personne a vécu un *épisode dépressif majeur* (EDM). Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif qui sont énumérés dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux*³⁵. Pour chaque personne, on attribue une cote aux réponses aux diverses questions, puis on transforme la cote globale en une probabilité estimative de diagnostic d'EDM. Aux fins de la présente étude, on considère qu'une personne a vécu un épisode dépressif majeur au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue si l'estimation est égale ou supérieure à 0,9, autrement dit si la probabilité de poser le diagnostic d'EDM est égale ou supérieure à 90 %.

L'état de santé des personnes âgées

Faits saillants

- Au Canada, voir augmenter son espérance de vie ne signifie pas nécessairement vivre un plus grand nombre d'années en mauvaise santé. Aujourd'hui, les personnes âgées peuvent s'attendre à vivre plus longtemps et en se portant mieux qu'elles ne l'auraient fait il y a 20 ans.
- Le vieillissement ne s'accompagne pas nécessairement d'une détérioration continue de la santé. Au Canada, presque la moitié des personnes âgées qui ont jugé leur santé passable ou mauvaise en 1994-1995 ont déclaré qu'elle s'était améliorée en 1998-1999.
- La proportion de Canadiens de 65 ans et plus placés en établissement a diminué, passant de 16 % en 1981 à 14 % en 1996, malgré l'augmentation de l'espérance de vie.
- Le taux de personnes vivant à domicile qui présentent une limitation des activités a diminué depuis 1978 pour celles de 65 à 74 ans, mais il n'a pas varié pour celles de 75 ans et plus.
- Les tendances de nature socioéconomique observées pour les groupes d'âge plus jeunes s'observent aussi chez les personnes âgées, quoique de façon moins prononcée. Les personnes âgées qui ne possèdent pas de diplôme d'études secondaires courent le risque de mourir plus jeune que celles dont le niveau de scolarité est plus élevé; en outre, celles dont le revenu est faible courent un plus grand risque d'être placées en établissement.

Les Canadiens qui auront 65 ans en l'an 2000 peuvent s'attendre à célébrer passablement plus d'anniversaires que ceux qui ont fêté leurs 65 ans il y a un siècle. En 1900, un homme de 65 ans avait l'espérance de vivre jusqu'à l'âge de 76 ans, soit 11,0 années de plus et une femme de 65 ans, de vivre 12,0 années de plus. Au début des années 1980, l'espérance de vie des Canadiens de 65 ans avait augmenté et se chiffrait à 14,6 années supplémentaires pour les hommes et 19,0 pour les femmes¹. En 1996, elle avait augmenté encore davantage, les hommes de 65 ans pouvant s'attendre à vivre 16,1 années de plus et leurs homologues féminins, 20,0 années de plus.

Si l'augmentation de l'espérance de vie des personnes âgées donne lieu de se réjouir, la qualité de leur vie mérite tout autant d'attention. En effet, les Canadiens âgés sont plus susceptibles que leurs compatriotes plus jeunes de souffrir de problèmes de santé chroniques, d'être limités dans leurs activités et de dépendre d'autrui pour vaquer aux activités de la vie quotidienne. Cependant, la détérioration de l'état de santé qui s'en suit ne progresse pas au même rythme chez toutes les personnes âgées et nombre d'entre elles restent en bonne santé jusqu'à un âge très avancé. Il

Méthodologie

Source des données

Les données analysées dans le présent article proviennent de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) (voir *Annexe*), de l'Enquête santé Canada, de l'Enquête promotion santé et du Recensement de la population.

L'estimation de la prévalence des problèmes de santé chroniques en 1998-1999 se fonde sur les données du Fichier général transversal de l'ENSP de 1998-1999. Pour déterminer les tendances concernant la limitation des activités, on s'est servi des Fichiers santé transversaux des trois cycles de l'ENSP (1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999). Enfin, pour analyser les transitions entre les états de santé, on s'est servi du fichier longitudinal couvrant la période de 1994-1995 à 1998-1999.

L'estimation de la prévalence des problèmes de santé chroniques en 1978-1979 se fonde sur les données de l'Enquête santé Canada (ESC) de 1978-1979. L'ESC a été réalisée par Statistique Canada et Santé et Bien-être social Canada de mai 1978 à mars 1979. Elle couvre la population à domicile, sauf les résidents des territoires, des réserves indiennes et des régions éloignées. L'échantillon compte 12 218 ménages. Un intervieweur a recueilli auprès d'un membre bien informé de chaque ménage des renseignements sur les problèmes de santé chroniques et la limitation des activités présentés par chaque membre du ménage. Pour cette composante, le taux de réponse des ménages a été de 86 %. On a en outre demandé à un sous-ensemble de membres de l'échantillon de participer à la composante des examens physiques. Cette composante comprenait la mesure de la tension artérielle.

On s'est fondé sur les données provenant des cycles de 1985 et de 1999 de l'Enquête promotion santé (EPS) pour déterminer les tendances concernant la limitation des activités. Cette enquête, réalisée par Statistique Canada pour le compte de Santé et Bien-être social Canada, visait à recueillir des renseignements sur les connaissances, les attitudes et les comportements des Canadiens en ce qui concerne certains facteurs ayant une influence sur la santé. Le plan de sondage de chaque enquête s'appuyait sur l'échantillonnage par composition aléatoire (CA), méthode qui consiste à produire par ordinateur une liste de numéros de téléphone, puis à composer chaque numéro ainsi obtenu. Pour chaque ménage dont le numéro de téléphone correspondait à un numéro ainsi composé, on a dressé la liste de tous les membres, puis on a sélectionné l'un de ceux ayant 15 ans ou plus pour participer à l'Enquête promotion santé. Pour l'EPS de 1985, le taux de réponse global pour les 10 provinces a été de 81 %, soit, en tout, 10 649 enregistrements; pour l'EPS de 1990, le taux de réponse a été de 78 %, soit, en tout, 13 792 enregistrements.

Enfin, on s'est servi des données des recensements de la population de 1981, 1986, 1991 et 1996 pour examiner les tendances en ce qui concerne la proportion de la population placée en établissement de soins de santé.

Techniques d'analyse

La présente étude vise à décrire les changements d'état de santé chez les personnes de 65 ans et plus. On s'est servi des données de la composante longitudinale de l'ENSP couvrant les 10 provinces pour estimer les changements survenus sur une période de quatre ans (de 1994-1995 à 1998-1999). Les indicateurs sélectionnés pour les analyses sont les variations de l'état fonctionnel, les variations

de l'autoévaluation de la santé, le placement en établissement et la mortalité (voir *Définitions*). On a recouru à la régression logistique multiple pour déceler les déterminants de la détérioration et de l'amélioration fonctionnelles, de la détérioration et de l'amélioration de l'autoévaluation de la santé, du placement en établissement et de la mortalité au cours de cette période de quatre ans. Lorsque l'on étudie la santé et les changements d'état de santé, il est important de ne pas perdre de vue l'interdépendance des facteurs physiques, sociaux et environnementaux susceptibles d'influer sur la santé. Par conséquent, on a introduit des variables correspondant aux caractéristiques socio-démographiques, aux comportements qui influent sur la santé, aux problèmes de santé chroniques, ainsi qu'aux indices du bien-être psychologique et du soutien social dans les modèles multivariés utilisés pour étudier les déterminants des changements (voir *Annexe*). Les variables utilisées dans les divers modèles ont été sélectionnées d'après le caractère approprié de chacune en regard du résultat particulier étudié. Dans quelques modèles de transition, on a dû exclure certaines variables parce que l'effectif de l'échantillon était trop faible. Sauf avis contraire, tous les déterminants sont évalués en prenant pour référence 1994-1995.

D'autres analyses ont été réalisées pour suivre l'évolution de la prévalence de divers indicateurs de la santé au fil du temps. Pour la prévalence des problèmes de santé chroniques, la comparaison porte sur les taux observés pour 1978-1979 (estimés d'après les données de l'Enquête promotion santé) et pour 1998-1999 (estimés d'après les données de la composante transversale des ménages du troisième cycle de l'ENSP). Pour la prévalence de la limitation des activités, les comparaisons portent sur les taux observés à six périodes, à savoir 1978-1979 (calculés d'après l'Enquête santé Canada), 1995 (calculés d'après l'Enquête promotion santé), 1990 (calculés d'après l'Enquête promotion santé), ainsi que 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 (calculés d'après les données transversales des trois premiers cycles de l'ENSP). Enfin, pour les proportions de personnes placées en établissement de soins de santé, les comparaisons portent sur les estimations calculées d'après les données du Recensement de la population pour 1981, 1986, 1991 et 1996.

Toutes les données d'enquête sont pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population étudiée. Dans le cas des estimations fondées sur les données de l'ENSP, on a estimé l'erreur d'échantillonnage, autrement dit, l'écart-type des taux de prévalence et les intervalles de confiance des rapports des cotes fournis par les modèles de régression logistique par la méthode bootstrap pondérée^{2,4}. Cette méthode tient pleinement compte des effets du plan de sondage de l'ENSP. Dans le cas de l'estimation des taux de prévalence d'après les données de l'ESC, on a calculé les écarts-types à l'aide du logiciel SUDAAN, qui s'appuie sur la méthode de linéarisation par série de Taylor pour tenir compte des effets du plan de sondage complexe de l'ESC⁵. Les écarts-types des taux calculés d'après les données de l'Enquête promotion santé (1985 et 1990) sont estimés d'après des tables de variabilité d'échantillonnage approximative. Pour produire ces tables, on se sert de la formule appliquée dans le cas de l'échantillonnage aléatoire simple à laquelle on intègre une estimation prudente de l'effet de plan en vue de tenir compte du plan de sondage complexe de ces enquêtes.

On considère comme significatif tout résultat pour lequel $p \leq 0,05$.

importe donc de comprendre ce qui aide les personnes âgées à demeurer en bonne santé et autonomes à mesure qu'elles vieillissent.

Le présent article décrit les tendances observées pour plusieurs indicateurs de l'état de santé chez les personnes âgées (personnes de 65 ans et plus), à savoir le placement en établissement, la limitation des activités et l'existence de problèmes de santé chroniques. Les analyses se fondent sur les données du Recensement de la population du Canada, de l'Enquête santé Canada (ESC) de 1978-1979, des cycles de 1985 et 1990 de l'Enquête promotion santé (EPS), ainsi que des cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*).

L'analyse des données du fichier longitudinal de l'ENSP permet aussi de préciser quels sont les facteurs associés à la détérioration ou à l'amélioration de l'état de santé des personnes âgées. Les indicateurs choisis pour l'analyse sont la mortalité, le placement en établissement, les variations de l'état fonctionnel et les variations de l'autoévaluation de l'état de santé.

Tendances concernant l'état de santé des personnes âgées

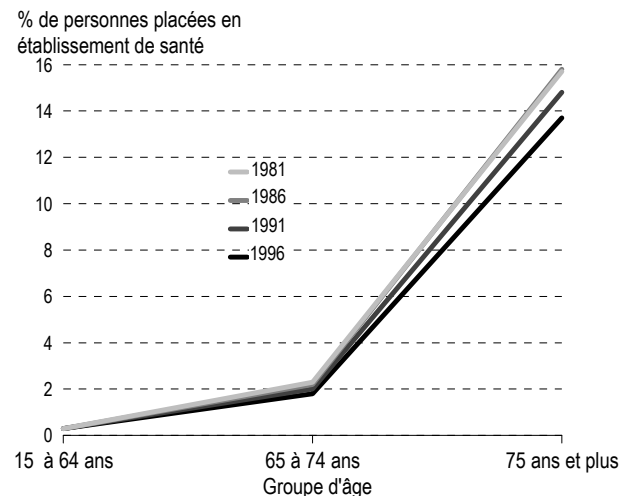
Certaines tendances se dégagent de l'examen de trois aspects de l'état de santé — le placement en établissement, la limitation des activités et les problèmes de santé chroniques — au cours des 20 dernières années. Dans l'ensemble, la proportion de personnes de 75 ans et plus placées en établissement de santé a diminué. La prévalence de la limitation des activités a baissé pour le groupe des 65 à 74 ans et demeure stable pour le groupe des 75 ans et plus, tandis que la prévalence de la plupart des problèmes de santé chroniques chez les personnes de 65 ans et plus qui font partie de la population à domicile n'a pas varié de façon significative.

Placement en établissement

Le taux de placement en établissement est plus élevé pour les Canadiens de 65 ans et plus que pour leurs compatriotes plus jeunes. Cependant, d'après les

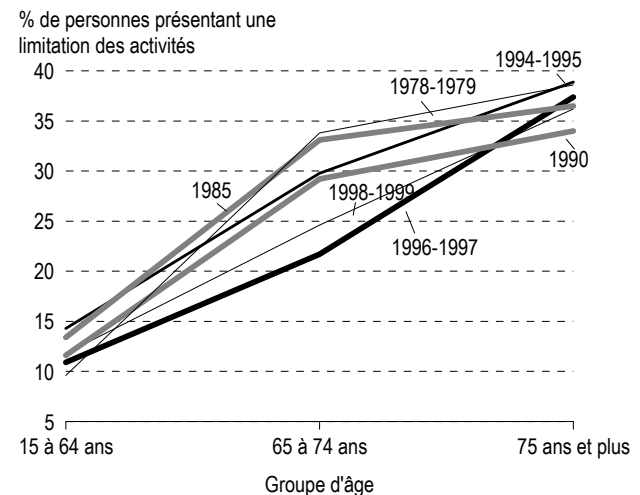
données de recensement, le taux observé pour les personnes de 75 ans et plus a fléchi de 1986 à 1996 (graphique 1). En 1981 et en 1986, presque 16 % de Canadiens de 75 ans et plus étaient placés en établissement de santé. En 1996, le taux n'était plus que de 14 % environ.

Graphique 1
Proportion de la population de 15 ans et plus placée en établissement de santé, Canada, 1981, 1986, 1991 et 1996



Source des données : Recensement du Canada, 1981, 1986, 1991 et 1996

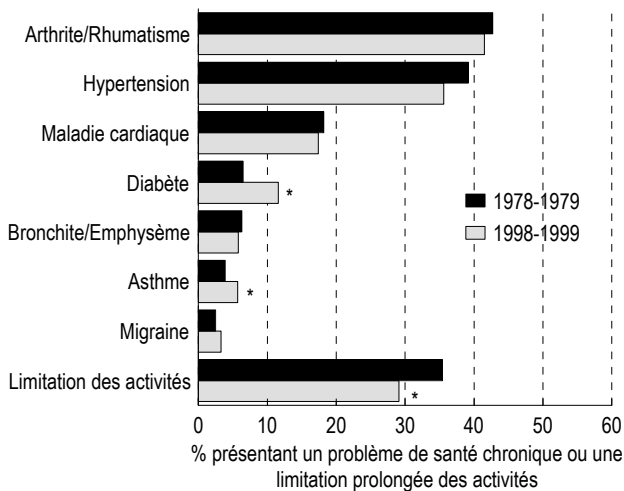
Graphique 2
Prévalence de la limitation prolongée des activités, selon le groupe d'âge, population à domicile de 15 ans et plus, certaines années, de 1978-1979 à 1998-1999



Source des données : Enquête santé Canada de 1978-1979; cycles de 1985 et 1990 de l'Enquête promotion santé; cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population

Graphique 3

Prévalence de certains problèmes de santé chroniques ou de la limitation prolongée des activités, population à domicile de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1978-1979 et 1998-1999

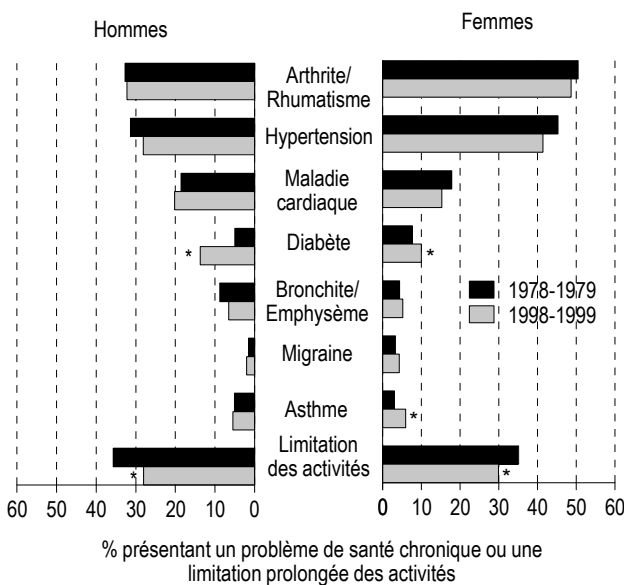


Source des données : Enquête santé Canada de 1978-1979; Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, échantillon transversal, Fichier général

* Valeur significativement différente de celle observée pour 1978-1979, $p < 0,05$

Graphique 4

Prévalence de certains problèmes de santé chroniques ou de la limitation prolongée des activités, selon le sexe, population à domicile de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1978-1979 et 1998-1999



Source des données : Enquête santé Canada de 1978-1979; Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, échantillon transversal, Fichier général

* Valeur significativement différente de celle observée pour 1978-1979, $p < 0,05$

Limitation des activités

Les taux de personnes de 65 à 74 ans présentant une limitation des activités calculés d'après les données des cycles de 1996-1997 et de 1998-1999 de l'ENSP sont nettement plus faibles que ceux calculés d'après les données recueillies lors de l'ESC de 1978-1979 et de l'EPS de 1985 (graphique 2). Durant ces 20 années, le taux de personnes de 75 ans et plus limitées dans leurs activités n'a pas varié de façon significative.

Deux facteurs pourraient expliquer ce pourquoi la proportion de personnes de 75 ans et plus dont les activités sont limitées n'a pas diminué ces 20 dernières années. D'une part, comme l'espérance de vie des personnes âgées a augmenté depuis 1980, la durée moyenne de survie des personnes de 75 ans et plus a augmenté également. D'autre part, puisque la proportion de personnes de 65 ans et plus placées en établissement de santé a diminué depuis 1986, parmi celles qui font encore partie de la population à domicile, la proportion qui déclare une limitation des activités devrait, en principe, être plus forte ces dernières années qu'elle ne l'était en 1978-1979. Pourtant, cela n'est pas le cas.

Prévalence des problèmes de santé chroniques

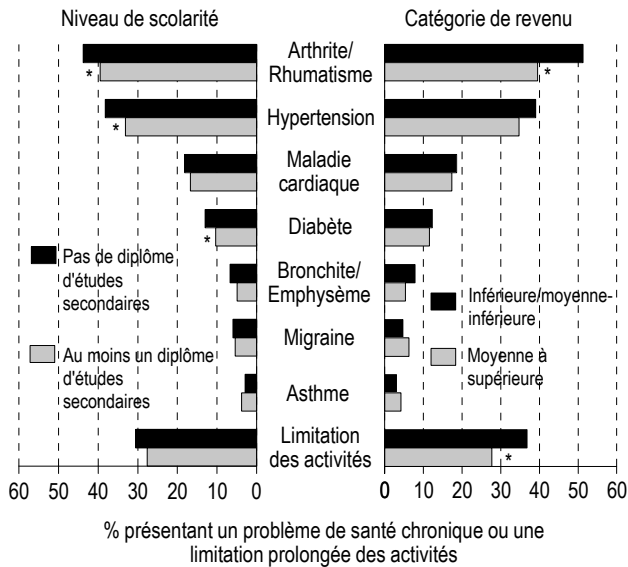
Les problèmes de santé chroniques sont plus courants chez les personnes âgées que chez celles de 45 à 64 ans (graphique 3; voir aussi le graphique 2 dans *L'état de santé à l'âge mur*, p. 45-46).

Entre l'ESC de 1978-1979 et l'ENSP de 1998-1999, la prévalence de la plupart des problèmes de santé chroniques n'a pas varié de façon significative chez les personnes de 65 ans et plus, sauf celle du diabète et de l'asthme (graphique 3). La prévalence du diabète a augmenté de façon significative aussi bien chez les hommes que chez les femmes (graphique 4), tandis que la prévalence de l'asthme a augmenté de façon significative chez les femmes âgées uniquement.

À l'heure actuelle, la prévalence de l'arthrite et du rhumatisme, de l'hypertension et de la migraine est significativement plus élevée chez les femmes que chez les hommes, tandis que la prévalence de la maladie cardiaque et du diabète est significativement

Graphique 5

Prévalence de certains problèmes de santé chroniques ou de la limitation prolongée des activités, selon le niveau de scolarité et le revenu du ménage, population à domicile de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, échantillon transversal, Fichier général

* Valeur significativement différente de celle observée pour les personnes ne possédant pas de diplôme d'études secondaires ou pour les personnes classées dans la catégorie inférieure/moyenne-inférieure de revenu, $p < 0,05$

plus élevée chez les hommes que chez les femmes.

Certains problèmes de santé chroniques sont plus courants chez les personnes âgées qui n'ont pas obtenu de diplôme d'études secondaires et qui appartiennent à l'une des catégories inférieures de revenu (graphique 5). Cependant, cette disparité socioéconomique n'est pas associée à un aussi grand nombre de problèmes de santé chroniques chez les personnes âgées que chez celles de 45 à 64 ans (voir le graphique 5 dans *L'état de santé à l'âge mûr*, p. 47).

La prévalence des problèmes de santé chroniques et de la limitation des activités chez les personnes de 65 ans et plus varie d'une région à l'autre (voir le tableau 3 dans *L'état de santé à l'âge mûr*, p. 47). En 1998-1999, la prévalence de l'hypertension dans la région Atlantique était significativement supérieure à la moyenne nationale et la prévalence de l'arthrite ou du rhumatisme en Ontario était supérieure à la moyenne nationale. En 1998-1999, c'est au Québec que la prévalence de l'arthrite ou du rhumatisme et de la limitation prolongée des activités était la plus faible. En 1978-1979, la prévalence de ces problèmes

de santé chroniques variait aussi d'une région à l'autre, mais en général les écarts n'étaient pas statistiquement significatifs.

Variations de l'état de santé

Le fichier de données longitudinales de l'ENSP permet d'examiner les variations de l'état de santé au cours de la période de quatre ans allant de 1994-1995 à 1997-1999. La détérioration de l'état de santé est plus fréquente chez les personnes âgées que chez les autres membres de la population, surtout chez les personnes d'âge très avancé (85 ans et plus). Néanmoins, certaines personnes âgées — même d'un âge avancé — voient leur état de santé s'améliorer⁶⁻⁸.

Lors de l'étude des variations de l'état de santé, il est important de tenir compte de l'interdépendance des facteurs physiques, sociaux et environnementaux qui influent sur la santé⁹. Ces facteurs incluent l'âge, le revenu, le niveau de scolarité, les comportements qui influent sur la santé, les problèmes de santé chroniques et autres affections, le bien-être psychologique et le soutien social. Pour préciser quels sont les déterminants des changements de l'état de santé, on recourt à la régression multivariée, qui permet de déterminer lesquels de ces facteurs sont associés de façon indépendante à quatre indicateurs importants de l'état de santé des personnes âgées, à savoir la mortalité, le placement en établissement, l'état fonctionnel et l'autoévaluation de l'état de santé.

Mortalité et placement en établissement

Parmi les personnes âgées faisant partie de la population à domicile qui ont participé à l'entrevue de l'ENSP de 1994-1995, 16 % étaient décédées en 1998-1999 et 3 % avaient été placées en établissement. Comme le laissent prévoir les chiffres courants d'espérance de vie, la cote exprimant le risque d'être décédées est plus forte pour les personnes de 75 ans et plus et pour les hommes (tableau 1). L'association entre l'âge et le placement en établissement n'est pas surprenante non plus. La cote exprimant la possibilité d'être placées en établissement en 1998-1999 est cinq fois plus élevée pour les personnes de 75 à 84 ans que pour celles

Tableau 1

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques au décès ou au placement en établissement entre 1994-1995 et 1998-1999, population à domicile de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Décès		Placement en établissement	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe				
Hommes	1,9*	1,2 - 2,8	0,4	0,2 - 1,1
Femmes†	1,0	...	1,0	...
Âge				
65 à 74 ans†	1,0	...	1,0	...
75 à 84 ans	2,9*	1,9 - 4,2	5,0*	2,3 - 11,0
85 ans et plus	3,8*	2,1 - 6,9	10,1*	2,7 - 38,3
Niveau de scolarité				
Pas de diplôme d'études secondaires‡	1,5*	1,0 - 2,1	0,9	0,4 - 2,0
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur	1,1	0,7 - 1,6	2,2*	1,1 - 4,5
Moyen/moyen-supérieur/supérieur‡	1,0	...	1,0	...
Soutien social				
Vit seul(e)‡	1,0	0,7 - 1,5	1,2	0,5 - 3,1
Faible soutien émotionnel‡	1,1	0,7 - 1,6	1,3	0,6 - 2,7
Comportements qui influent sur la santé				
Usage quotidien du tabac‡	1,2	0,7 - 2,1	--	--
Exercice infrequent‡	1,3	0,7 - 1,9	--	--
État fonctionnel§				
Dépend d'autrui pour les activités	3,6*	2,2 - 5,7	0,9	0,4 - 2,0
Limitation des activités	1,8*	1,1 - 2,8		
Pas de limitation†	1,0	...	1,0	...
Autoévaluation de la santé				
Passable/mauvaise	1,4	1,0 - 2,0	2,6*	1,1 - 5,9
Excellente/très bonne/bonne†	1,0	...	1,0	...
Problèmes de santé chroniques et autres††				
Arthrite ou rhumatisme‡	0,8	0,6 - 1,1	0,9	0,4 - 2,1
Maux de dos‡	0,7	0,4 - 1,1	--	--
Diabète‡	1,3	0,8 - 2,2	--	--
Maladie cardiaque‡	1,4	0,9 - 2,1	0,8	0,3 - 1,9
Cancer‡	2,6*	1,4 - 4,7	--	--
Séquelles d'un accident vasculaire cérébral‡	1,2	0,5 - 2,7	--	--
Incontinence urinaire‡	1,1	0,5 - 2,4	2,1	0,7 - 6,2
Déficience cognitive‡	1,6	0,7 - 3,6	3,2*	1,1 - 9,8
Trouble de la vue‡	1,3	0,7 - 2,3	3,0*	1,3 - 7,1

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, fichier longitudinal, de 1994-1995 à 1998-1999

Nota : Le modèle concernant le décès s'appuie sur 2 402 personnes qui avaient 65 ans et plus en 1994-1995; en 1998-1999, 402 d'entre elles étaient décédées; 31 enregistrements ont été exclus des analyses à cause de données manquantes. Le modèle du placement en établissement se fonde sur 1 986 personnes qui avaient 65 ans et plus en 1994-1995 et qui étaient toujours en vie en 1998-1999; en 1998-1999, 92 d'entre elles avaient été placées en établissement; 39 enregistrements ont été exclus des analyses à cause de données manquantes. Une catégorie « données manquantes » a été introduite dans le modèle pour le revenu, le soutien émotionnel et l'exercice afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais les rapports des cotes ne sont pas présentés.

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

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour « vit seul(e) » est « vit avec d'autres ».

§ Pour le modèle du placement en établissement, on a regroupé les catégories « dépend d'autrui pour les activités » et « limitation des activités ». La catégorie de référence est l'absence de limitation.

†† Pour le modèle du placement en établissement, les problèmes de santé chroniques et autres englobent les problèmes de santé déclarés en 1994-1995 ou en 1996-1997.

-- Effectif de l'échantillon trop faible pour que la variable soit incluse dans le modèle

... N'ayant pas lieu de figurer

* $p \leq 0,05$

de 65 à 74 ans. En outre, elle est dix fois plus élevée pour les personnes de 85 ans et plus que pour celles de 65 à 74 ans.

Certaines études indiquent qu'il existe une corrélation entre l'état fonctionnel et l'autoévaluation de l'état de santé, d'une part, et la mortalité, d'autre part^{7,8,10-14}. Confirmant les résultats de ces études, l'analyse fondée sur les données de l'ENSP montre que la cote exprimant le risque d'être décédées en 1998-1999 est plus élevée pour les personnes qui ont dit dépendre d'autrui pour vaquer aux activités de la vie quotidienne en 1994-1995 (1^{er} cycle) (rapport de cotes=3,6), ainsi que pour celles qui ne dépendaient pas d'autrui mais qui étaient limitées dans leurs activités (rapport de cotes=1,8) que pour celles qui ne présentaient aucune limitation à l'époque. L'absence d'association significative entre la mortalité et l'autoévaluation de l'état de santé à la période de référence tient en partie à la corrélation de l'autoévaluation de l'état de santé et de l'état fonctionnel. En effet, si l'on exclut les variables d'état fonctionnel de l'analyse multivariée réalisée pour prédire la mortalité, la cote exprimant le risque d'être décédées en 1998-1999 est plus élevée pour les personnes qui ont jugé leur santé passable ou mauvaise en 1994-1995 que pour celles qui l'ont jugée excellente, très bonne ou bonne (données non présentées). Selon certaines études, l'autoévaluation de l'état de santé est un prédicteur de la mortalité indépendant de mesures plus objectives de l'état de santé¹¹. La période d'observation assez courte (quatre années) sur laquelle se fonde l'analyse pourrait être la cause de l'absence d'association entre la mortalité et l'autoévaluation de l'état de santé quand on tient compte de l'effet de l'état fonctionnel.

Il existe une association entre l'autoévaluation de l'état de santé et le placement en établissement. La cote exprimant la possibilité de vivre en établissement de santé en 1998-1999 est 2,5 fois plus élevée pour les personnes âgées qui ont jugé leur santé passable ou mauvaise en 1994-1995 que pour celles qui l'ont jugée excellente, très bonne ou bonne. L'état fonctionnel à la période de référence n'est pas lié au placement en établissement.

Certains facteurs socioéconomiques sont également associés à la mortalité et au placement

en établissement. Si l'on tient compte de l'effet d'autres variables incluses dans le modèle multivarié, la cote exprimant le risque d'être décédées quatre ans plus tard est plus forte pour les personnes âgées qui ne possèdent pas de diplôme d'études secondaires que pour celles dont le niveau de scolarité est plus élevé. On ne décèle aucun lien entre le revenu et la mortalité. Bien qu'il existe une corrélation positive entre le niveau de scolarité et le revenu. Si l'on exclut le niveau de scolarité de l'analyse multivariée réalisée pour prédire la mortalité, le revenu demeure un facteur non significatif chez les personnes âgées (données non présentées).

Corroborant les résultats de trois études fondées sur des données canadiennes¹⁵, on note une association entre la catégorie de revenu et le placement en établissement. La cote exprimant la possibilité d'être placées en établissement est plus de deux fois plus élevée pour les personnes âgées appartenant aux catégories inférieure et moyenne-inférieure de revenu que pour celles appartenant aux catégories moyenne à supérieure.

Le placement en établissement est lié à certains problèmes de santé. La cote exprimant la possibilité de vivre en établissement de santé en 1998-1999 est plus forte pour les personnes âgées qui ont fait état d'une déficience cognitive grave en 1994-1995 ou en 1996-1997 que pour les autres. Il en est de même de celles qui présentaient des troubles non corrigés de la vue.

Le cancer est le seul problème de santé pour lequel on observe un lien avec la mortalité quatre ans plus tard. La cote exprimant le risque d'être décédées en 1998-1999 est 2,5 fois plus élevée pour les personnes âgées qui souffraient d'un cancer en 1994-1995 que pour les autres.

Variations de l'état fonctionnel

La suite de l'article porte sur les changements d'état de santé des personnes âgées qui ont participé à l'enquête de 1994-1995 et qui étaient encore en vie et continuaient de faire partie de la population à domicile en 1998-1999 (81 %).

Bien que la majorité des personnes âgées ne présentaient aucune limitation des activités ni aucune dépendance à l'égard d'autrui en 1994-1995 (70 %)

ainsi qu'en 1998-1999 (63 %), une plus forte proportion dépendait d'autrui pour vaquer à leurs activités en 1998-1999 que quatre ans plus tôt (24 % en 1994-1995 contre 12 % en 1994-1995) (tableau 2). Ces observations confirment les résultats d'autres études selon lesquelles l'âge à la période de référence exerce un effet puissant sur l'état fonctionnel lors de périodes d'observation subséquentes⁷.

Des 1,8 million de personnes âgées qui, selon les données de 1994-1995, ne présentaient aucune limitation de leurs activités à ce moment-là, 15 % dépendaient d'autrui pour vaquer à leurs activités quatre ans plus tard et 8 % présentaient une limitation des activités sans dépendance à l'égard d'autrui, résultats qui témoignent d'une détérioration de l'état fonctionnel. Cependant, certaines personnes âgées ont vu leur état fonctionnel s'améliorer. Des 310 000 personnes âgées qui dépendaient d'autrui pour vaquer à leurs activités en 1994-1995, 13 % étaient limitées dans leurs activités mais ne dépendaient pas d'autrui en 1998-1999 et 19 % ne souffraient d'aucune limitation d'activité, résultats qui témoignent d'une amélioration de l'état fonctionnel.

Déterminants de la détérioration ou de l'amélioration fonctionnelle

Les personnes âgées ont été classées en deux catégories pour étudier les déterminants de l'amélioration et de la détérioration fonctionnelles. Celles qui ont mentionné une limitation des activités ou une dépendance à l'égard d'autrui pour vaquer à leurs activités en 1994-1995 ont été sélectionnées pour l'étude des facteurs associés à une amélioration de l'état de santé fonctionnel (amélioration jusqu'à l'absence de limitation quatre ans plus tard). Inversement, celles qui ont dit présenter une limitation de leurs activités ou ne présenter aucune limitation ni aucune dépendance à l'égard d'autrui pour vaquer à leurs activités en 1994-1995 ont été choisies pour l'étude des facteurs liés à une diminution de la dépendance à l'égard d'autrui en ce qui concerne les activités quatre ans plus tard.

À l'instar d'études antérieures^{7,8}, on note une association entre la détérioration de l'état fonctionnel et le fait de se juger en mauvaise santé. Les personnes âgées qui ont dit que leur santé était passable ou mauvaise en 1994-1995 obtiennent quatre ans plus tard une cote exprimant le risque de dépendre d'autrui pour vaquer à leurs activités plus

Tableau 2

Taux sur quatre ans des transitions entre états fonctionnels, population à domicile de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

État fonctionnel en 1994-1995	État fonctionnel en 1998-1999									
	Total		Total	Dépend d'autrui pour les activités		Limitation des activités, mais pas de dépendance		Pas de limitation		Non déclaré
	milliers	%		milliers	%	milliers	%	milliers	%	
Total	2 590	100	100	620	24	330	13	1 640	63	--
Dépend d'autrui pour les activités	310	12	100	210	68 ^{†‡}	40	13 ^{††}	60	19 ^{††}	--
Limitation des activités, mais pas de dépendance	470	18	100	140	29 [‡]	140	30 [§]	190	41 [§]	--
Pas de limitation	1 810	70	100	270	15	140	8	1 390	77 [§]	--

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, fichier longitudinal, de 1994-1995 à 1998-1999

Nota : Fondé sur 1 923 membres de l'échantillon longitudinal qui avaient 65 ans et plus en 1994-1995 et qui faisaient encore partie de la population à domicile en 1998-1999.

† Valeur significativement plus élevée que celle observée pour la limitation des activités en 1994-1995

‡ Valeur significativement plus élevée que celle observée pour «pas de limitation» en 1994-1995

§ Valeur significativement plus élevée que celle observée pour la dépendance à l'égard d'autrui pour les activités en 1994-1995

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

-- Nombre infimes

Tableau 3

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques aux variations de l'état fonctionnel entre 1994-1995 et 1998-1999, population à domicile de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Détérioration fonctionnelle (dépendance à l'égard d'autrui pour les activités en 1998-1999)		Amélioration fonctionnelle (aucune limitation en 1998-1999)	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe				
Hommes	0,6*	0,4 - 1,0	0,7	0,4 - 1,3
Femmes†	1,0	...	1,0	...
Âge				
65 à 74 ans†	1,0	...	1,0	...
75 à 84 ans	2,6*	1,7 - 4,0	1,0	0,5 - 1,8
85 ans et plus	9,0*	2,9 - 27,5		
Niveau de scolarité				
Pas de diplôme d'études secondaires‡	1,2	0,8 - 1,8	1,0	0,5 - 1,8
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur	0,9	0,6 - 1,4	1,1	0,6 - 2,2
Moyen/moyen-supérieur/supérieur‡	1,0	...	1,0	...
Soutien social				
Vit seul(e)‡	1,1	0,7 - 1,6	0,7	0,4 - 1,3
Faible soutien émotionnel‡	1,2	0,8 - 2,0	1,2	0,6 - 2,5
Comportements qui influent sur la santé				
Usage quotidien du tabac‡	1,3	0,7 - 2,4	1,0	0,4 - 2,5
Exercice infrequent‡	1,3	0,8 - 2,1	1,0	0,6 - 1,8
État fonctionnel§				
Dépend d'autrui pour les activités	0,4*	0,2 - 0,6
Limitation des activités	2,0*	1,3 - 3,2	1,0	...
Pas de limitation	1,0
Autoévaluation de la santé				
Passable/mauvaise	1,7*	1,0 - 2,9	0,5*	0,3 - 0,9
Excellent/très bonne/bonne†	1,0	...	1,0	...
Problèmes de santé chroniques et autres††				
Arthrite ou rhumatisme‡	1,2	0,8 - 1,9	0,9	0,5 - 1,7
Maux de dos‡	0,9	0,6 - 1,5	0,9	0,5 - 1,6
Diabète‡	1,2	0,7 - 2,3	1,5	0,6 - 3,4
Maladie cardiaque‡	1,2	0,8 - 1,9	0,8	0,4 - 1,5
Séquelles d'un accident vasculaire cérébral‡	1,6	0,6 - 4,5	--	--
Déficience cognitive‡	1,9*	1,0 - 3,6	--	--
Trouble de la vue‡	1,5	0,7 - 3,2	2,4	0,8 - 6,7

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, fichier longitudinal, de 1994-1995 à 1998-1999

Nota : Le modèle de la détérioration fonctionnelle se fonde sur 1 619 personnes de 65 ans et plus qui ne présentaient aucune dépendance ni limitation au regard des activités en 1994-1995 et qui faisaient encore partie de la population à domicile en 1998-1999; en 1998-1999, 284 d'entre elles ont dit dépendre d'autrui pour les activités; 38 enregistrements ont été exclus des analyses à cause de données manquantes. Le modèle de l'amélioration fonctionnelle se fonde sur 606 personnes de 65 ans et plus qui présentaient une dépendance au regard des activités ou une limitation des activités en 1994-1995 et qui faisaient encore partie de la population à domicile en 1998-1999; en 1998-1999, 191 d'entre elles ont dit ne présenter aucune limitation ni dépendance au regard des activités; 13 enregistrements ont été exclus des analyses à cause de données manquantes. Une catégorie « données manquantes » a été introduite dans le modèle pour le revenu, le soutien émotionnel et l'exercice afin de maximiser l'effectif de l'échantillon, mais les rapports des cotes ne sont pas présentés.

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

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour « vit seul(e) » et « vit avec d'autres ».

§ La catégorie de référence pour l'état fonctionnel est « aucune limitation » pour le modèle de la détérioration fonctionnelle et « dépend d'autrui pour les activités » pour le modèle de l'amélioration fonctionnelle.

†† Pour le modèle de la détérioration fonctionnelle, les problèmes de santé chroniques et autres englobent les problèmes de santé qui existaient en 1994-1995 ou en 1996-1997.

-- Effectif de l'échantillon trop faible pour que la variable soit incluse dans le modèle

... N'ayant pas lieu de figurer

* $p \leq 0,05$

élevée que les autres (tableau 3). Inversement, la cote exprimant la possibilité de ne présenter aucune limitation des activités en 1998-1999 est plus faible pour les personnes âgées qui ont jugé leur santé passable ou mauvaise en 1994-1995 que pour les autres.

Sans surprise, on constate que l'âge est un facteur significatif de la déficience fonctionnelle. La cote exprimant le risque de devenir dépendantes d'autrui pour vaquer aux activités de la vie quotidienne est plus forte pour les personnes de 75 à 84 ans et 85 ans et plus que pour celles de 65 à 74 ans.

Les limitations fonctionnelles existantes jouent aussi un rôle significatif. La cote exprimant le risque de dépendre d'autrui pour vaquer à leurs activités en 1998-1999 est deux fois plus élevée pour les personnes âgées qui présentaient une limitation des activités en 1994-1995 que pour celles qui ne souffraient d'aucune limitation. Inversement, la cote exprimant la possibilité de ne présenter aucune limitation en 1998-1999 est plus faible pour celles qui dépendaient d'autrui pour vaquer à leurs activités en 1994-1995 que pour celles qui souffraient d'une limitation mais ne dépendaient pas d'autrui.

Définitions

L'*autoévaluation de l'état de santé* reflète l'évaluation globale que donne une personne de son état de santé général. On a demandé aux participants à l'enquête d'évaluer leur état de santé général au moyen de l'échelle à cinq points suivante : excellent (1), très bon, bon, passable ou mauvais (5).

Diverses études montrent que cette évaluation globale unique de l'état de santé est remarquablement stable au fil du temps¹⁶. D'après les données du fichier longitudinal de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), le coefficient de corrélation pour cette question est de 0,55 de 1994-1995 à 1996-1997, de 0,55 de 1996-1997 à 1998-1999 et de 0,49 de 1994-1995 à 1998-1999. Confirmant les résultats d'études antérieures, ces corrélations témoignent d'une stabilité considérable.

Aussi bien dans le cas de l'ENSP que de l'Enquête santé Canada (ESC), on se sert d'une liste de problèmes de santé pour déterminer l'existence de *problèmes de santé chroniques*. Dans le cas de l'ENSP, on demande : « Un spécialiste de la santé a-t-il diagnostiqué chez ... certains des problèmes de santé de longue durée suivants? Par problème de santé de longue durée, on entend un état qui persiste depuis six mois ou plus ou qui devrait persister pendant six mois ou plus. » À cause de différences dans les énoncés, seules les questions sur sept problèmes de santé chroniques sont relativement comparables et ce sont, par conséquent, ceux-là que l'on a sélectionnés pour l'analyse des taux de prévalence au fil du temps. Ces problèmes sont la maladie cardiaque, l'hypertension, le diabète, l'arthrite ou le rhumatisme, la bronchite ou l'emphysème, l'asthme et la migraine. Aux personnes qui ont participé à l'ESC, on a demandé si elles avaient des « problèmes de santé de longue durée ». L'ESC fournit aussi des données sur la tension artérielle obtenues par examen physique. Ici, ces données sont analysées dans le contexte des recommandations récentes concernant les

seuils à appliquer pour définir l'hypertension (tension artérielle systolique égale ou supérieure à 140 mm Hg; tension artérielle diastolique égale ou supérieure à 90 mm Hg)¹⁷.

Dans le cadre de l'ENSP et de l'EPS, la *limitation des activités* s'entend de toute incapacité physique ou mentale ou de tout problème de santé chronique qui persiste depuis six mois ou plus ou qui devrait persister pendant six mois ou plus et qui limite le genre ou le nombre d'activités qu'une personne peut exercer à la maison, à l'école, au travail ou dans d'autres circonstances. En ce qui concerne l'ESC, aux fins des analyses présentées ici, on classe les personnes qui ont déclaré une limitation des activités d'au moins six mois dans la catégorie des personnes présentant une limitation des activités.

Par *dépendance à l'égard d'autrui pour les activités*, on entend le besoin d'aide (pour des raisons de santé) pour vaquer aux activités élémentaires de la vie quotidienne, comme les soins personnels (se laver, s'habiller ou manger) ou les déplacements dans la maison. L'expression désigne aussi le besoin d'aide pour vaquer aux activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ), comme la préparation des repas, l'achat d'épicerie et d'autres produits indispensables, ou les travaux ménagers quotidiens.

Les tendances concernant le *placement en établissement de santé*, établies d'après les données de recensement, couvrent les personnes placées dans les maisons de soins infirmiers, les hôpitaux de soins de longue durée, les foyers pour personnes âgées, les établissements psychiatriques, les hôpitaux généraux et les établissements de soins spéciaux pour personnes handicapées.

(Voir l'*Annexe* pour la définition des variables relatives aux caractéristiques socioéconomiques, au soutien social, aux comportements qui influent sur la santé et au bien-être psychologique).

Limites

Plusieurs études montrent que le recours à l'entrevue par personne interposée influe parfois sur les taux observés de prévalence des problèmes de santé chroniques. Certaines laissent entendre que l'interview par procuration produit une sous-estimation de la prévalence de certains problèmes de santé chroniques, tandis que d'autres indiquent que cette méthode de déclaration ne cause aucune sous-estimation¹⁸⁻²³. Par conséquent, certaines variations observées des taux de prévalence pourraient être imputables, en partie, à la déclaration par personne interposée. Les données de l'ENSP et de l'ESC sur lesquelles se fondent les estimations de la prévalence des problèmes de santé chroniques ont été recueillies, pour tous les membres de chaque ménage sélectionné dans l'échantillon, auprès d'un membre bien informé du ménage. Cependant, comme on ne peut déterminer le taux exact de réponses par procuration pour l'ESC, il est impossible d'évaluer l'effet éventuel de la déclaration par cette méthode.

Idéalement, l'étude de la santé des personnes âgées devrait couvrir les personnes placées en établissement de soins prolongés. Les données du Recensement de la population montrent que la proportion de personnes âgées placées dans ces établissements a diminué les vingt dernières années. Par conséquent, la tendance à la baisse de la prévalence de certains problèmes de santé chroniques et de la limitation des activités pourrait être sous-estimée.

Dans le cadre de l'ESC, on a demandé à tous les membres de chaque ménage s'ils faisaient de l'hypertension. En outre, certains membres des ménages échantillonnés ont participé à la composante des examens physiques de l'ESC. Toutes les personnes qui ont dit faire de l'hypertension sont classées dans la catégorie des hypertendus. Les personnes qui n'ont pas déclaré faire de l'hypertension mais dont la mesure de la tension artérielle était élevée sont également classées dans la catégorie des hypertendus. En revanche, pour l'ENSP, la prévalence de l'hypertension pourrait être sous-estimée, car toutes des données sur l'hypertension sont autodéclarées.

Le seul problème de santé chronique associé à la détérioration fonctionnelle est l'incontinence urinaire. La cote exprimant le risque de dépendre d'autrui pour vaquer aux activités de la vie quotidienne en 1998-1999 est deux fois plus forte pour les personnes âgées qui ont dit souffrir d'incontinence en 1994-1995 ou en 1996-1997 que pour les autres. Après correction du modèle multivarié pour tenir compte de l'effet d'autres facteurs, on n'observe aucun lien pour l'arthrite, les maux de dos, le diabète, la maladie cardiaque, les séquelles d'un accident vasculaire cérébral ni les troubles de la vue.

Variations de l'autoévaluation de l'état de santé

Les études axées sur les personnes âgées montrent qu'il existe un lien entre l'autoévaluation de l'état de santé et la mortalité, le placement en établissement et l'utilisation des services de santé^{7,8,11,13,24,25}. L'autoévaluation de l'état de santé ne peut certes pas remplacer le diagnostic épidémiologique, mais on a montré qu'elle concorde avec l'évaluation plus objective de la santé faite par les médecins d'après un examen médical ou psychiatrique¹⁶.

À peu près la même proportion de personnes âgées, soit un peu plus de 20 %, ont décrit leur santé comme étant passable ou mauvaise en 1994-1995 et en 1998-1999. Cependant, si le taux n'a pas varié dans l'ensemble, on observe des améliorations et des détériorations individuelles (tableau 4). Des deux millions de personnes âgées qui, selon l'enquête, étaient en excellente, très bonne ou bonne

Tableau 4
Taux sur quatre ans des transitions entre les autoévaluations de l'état de santé, population à domicile de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

Autoévaluation de la santé en 1994-1995	Total		Autoévaluation de la santé en 1998-1999				
			Total	Excellente, très bonne ou bonne		Passable ou mauvaise	
	milliers	%	%	milliers	%	milliers	%
Total	2 590	100	100	1 990	77	600	23
Excellente, très bonne ou bonne	2 030	79	100	1 730	85 [†]	300	15
Passable ou mauvaise	560	21	100	260	46	300	54 [‡]

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, fichier longitudinal, de 1994-1995 à 1998-1999

Nota : Fondé sur 1 921 membres de l'échantillon longitudinal qui avaient 65 ans et plus en 1994-1995 et faisaient encore partie de la population à domicile en 1998-1999.

† Valeur significativement plus élevée que celle observée pour la catégorie « passable ou mauvaise » en 1994-1995.

‡ Valeur significativement plus élevée que celle observée pour la catégorie « excellente, très bonne ou bonne » en 1994-1995.

Tableau 5

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques aux variations de l'autoévaluation de la santé entre 1994-1995 et 1998-1999, population à domicile de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Détérioration de l'autoévaluation de la santé		Amélioration de l'autoévaluation de la santé	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe				
Hommes	1,2	0,7 - 2,1	0,4*	0,2 - 0,9
Femmes†	1,0	...	1,0	...
Âge				
65 à 74 ans†	1,0	...	1,0	...
75 ans et plus	1,1	0,6 - 1,7	1,2	0,6 - 2,6
Niveau de scolarité				
Pas de diplôme d'études secondaires‡	1,6	0,9 - 2,8	0,6	0,3 - 1,6
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur	0,8	0,5 - 1,4	1,0	0,4 - 2,6
Moyen†	1,0	...	1,0	...
Moyen-supérieur/supérieur	0,7	0,3 - 1,2	2,0	0,6 - 7,0
Soutien social				
Vit seul(e)‡	0,7	0,4 - 1,1	0,8	0,3 - 2,2
Faible soutien émotionnel‡	1,2	0,7 - 2,2	0,8	0,3 - 1,8
Comportements qui influent sur la santé				
Usage quotidien du tabac‡	1,1	0,5 - 2,3	1,0	0,4 - 2,9
Exercice infrequent‡	1,1	0,6 - 1,9	1,3	0,6 - 2,9
Dépendance à l'égard d'autrui pour les activités‡§				
	1,9*	1,1 - 3,4	0,4*	0,2 - 0,9
Problèmes de santé chroniques et autres§				
Arthrite ou rhumatisme‡	1,3	0,8 - 2,1	0,9	0,4 - 2,1
Maux de dos‡	0,7	0,4 - 1,1	0,9	0,4 - 2,0
Hypertension‡	1,5	0,9 - 2,4	1,2	0,6 - 2,5
Diabète‡	1,2	0,5 - 2,6	0,9	0,3 - 2,9
Maladie cardiaque‡	2,2*	1,3 - 3,8	0,9	0,4 - 2,0
Cancer‡	0,9	0,3 - 2,6	--	--
Ulcères à l'estomac ou à l'intestin‡	1,4	0,5 - 4,0	1,2	0,4 - 3,8
Déficience cognitive‡	1,8	0,7 - 4,5	--	--
Trouble de la vue‡	1,1	0,5 - 2,5	0,9	0,2 - 3,2
Bien-être psychologique				
Faible estime de soi‡	1,9	0,8 - 4,3	0,7	0,3 - 1,7
Stress chronique intense‡	1,4	0,7 - 2,9	0,8	0,4 - 1,9

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, fichier longitudinal, de 1994-1995 à 1998-1999

Nota : Le modèle de la détérioration de l'autoévaluation de la santé se fonde sur 1 408 personnes de 65 ans et plus en 1994-1995 qui ont déclaré à ce moment-là être en excellente, très bonne ou bonne santé et qui faisaient encore partie de la population à domicile en 1998-1999; en 1998-1999, 196 d'entre elles ont dit que leur santé était passable ou mauvaise; 90 enregistrements ont été exclus des analyses à cause de données manquantes. Le modèle de l'amélioration de l'autoévaluation de la santé se fonde sur 384 personnes de 65 ans et plus en 1994-1995 qui ont dit à ce moment-là que leur santé était passable ou mauvaise et qui faisaient encore partie de la population à domicile en 1998-1999; en 1998-1999, 163 d'entre elles se sont dites en excellente, très bonne ou bonne santé; 39 enregistrements ont été exclus des analyses à cause de données manquantes. Une catégorie « données manquantes » a été introduite dans le modèle pour le revenu afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais le rapport des cotes n'est pas présenté.

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

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour « vit seul(e) » est « vit avec d'autres ».

§ Pour le modèle de la détérioration de l'autoévaluation de la santé, la dépendance à l'égard d'autrui pour les activités et les problèmes de santé chroniques et autres englobent les états qui existaient en 1994-1995 ou en 1996-1997.

-- Effectif de l'échantillon trop faible pour que la variable soit incluse dans le modèle

... N'ayant pas lieu de figurer

* $p \leq 0,05$

santé en 1994-1995, 15 % jugeaient que leur santé n'était plus que passable ou mauvaise en 1998-1999. Par ailleurs, parmi le petit groupe de personnes âgées (560 000) qui jugeaient leur santé passable ou mauvaise en 1994-1995, près de la moitié (46 %) se disaient en excellente, en très bonne ou en bonne santé en 1998-1999.

Déterminants des variations de l'autoévaluation de la santé

Pour étudier les déterminants de l'amélioration de l'autoévaluation de la santé, on a sélectionné le groupe de personnes âgées qui ont jugé leur santé passable ou mauvaise en 1994-1995 et on a déterminé les facteurs associés à la déclaration d'un état de santé excellent, très bon ou bon en 1998-1999. Inversement, pour étudier les déterminants de la détérioration de l'autoévaluation de la santé, on a sélectionné le groupe de personnes âgées qui ont dit en 1994-1995 que leur santé était excellente, très bonne ou bonne et on a déterminé les facteurs associés à la déclaration d'un état de santé passable ou mauvais en 1998-1999.

La dépendance à l'égard d'autrui pour vaquer aux activités de la vie quotidienne est associée à la détérioration de l'autoévaluation de l'état de santé. La cote exprimant le risque de se percevoir en moins bonne santé en 1998-1999 est deux fois plus élevée pour les personnes âgées qui dépendaient d'autrui pour vaquer à leurs activités en 1994-1995 ou qui étaient devenues dépendantes en 1996-1997 que pour les autres (tableau 5). Inversement, la cote exprimant la possibilité de se percevoir en meilleure santé (excellente, très bonne ou bonne) en 1998-1999 est plus de deux fois plus faible pour les personnes qui dépendaient d'autrui pour vaquer à leurs activités en 1994-1995 que pour les autres.

La maladie cardiaque est le seul problème de santé chronique associé à une détérioration de l'autoévaluation de l'état de santé. La cote exprimant le risque de se percevoir en moins bonne santé en 1998-1999 est deux fois plus élevée pour les personnes qui ont dit souffrir d'une maladie cardiaque en 1994-1995 ou en 1996-1997 que pour les autres. Par contre, on n'observe aucune association entre les autres problèmes de santé

chroniques étudiés (arthrite, maux de dos, hypertension, diabète, cancer, ulcères, incontinence urinaire et troubles de la vue) et la diminution de l'autoévaluation de l'état de santé.

Enfin, il faut souligner que la cote exprimant la possibilité de considérer que son état de santé s'est amélioré est deux fois plus faible pour les hommes que pour les femmes.

Mot de la fin

Les chercheurs ont proposé deux théories opposées pour prédire les perspectives des personnes âgées à la fin de leur vie, compte tenu de l'amélioration de l'espérance de vie. Selon la première, appelée la « compression de la morbidité », si l'âge auquel se manifestent les problèmes de santé chroniques invalidants augmente plus rapidement que l'espérance de vie, alors la période entre la manifestation de la maladie et la fin de la vie raccourcit, et le nombre d'années passées en bonne santé augmente^{26,27}. Selon la seconde, appelée « expansion de la morbidité », si l'âge au moment de la manifestation de problèmes de santé chroniques invalidants moins néfastes, comme l'arthrite ou la démence, demeure constant ou n'augmente pas proportionnellement à l'espérance de vie, alors les personnes âgées doivent s'attendre à être, durant les dernières années de leur vie, dans un moins bon état de santé, qui les rendra dépendantes d'autrui pour vaquer aux activités de la vie quotidienne^{28,29}. Les analyses présentées ici soutiennent la théorie de la compression de la morbidité et confirment les résultats d'études démographiques réalisées récemment par Statistique Canada¹. Au cours des vingt dernières années, la prévalence de la plupart des problèmes de santé chroniques chez les personnes de 65 ans et plus n'a pas varié de façon significative. La prévalence de la limitation des activités a diminué chez les personnes de 65 à 74 ans et est demeurée stable chez celles de 75 ans et plus. La proportion de personnes âgées de 75 ans et plus placées en établissement de santé a diminué. Ces tendances sont survenues alors même que l'âge moyen du groupe des 65 ans et plus a augmenté en raison de l'augmentation de l'espérance de vie.

Une perception positive de son état de santé, c'est-à-dire se considérer en excellente, très bonne ou bonne santé, est liée à une baisse de la cote exprimant le risque d'un placement en établissement ou d'une détérioration de l'état fonctionnel et à une hausse de la cote exprimant la possibilité d'une amélioration de l'état fonctionnel. Cette association persiste même après correction du modèle pour tenir compte de l'effet des évaluations plus objectives de l'état de santé et des comportements qui influent sur la santé. Ces résultats donnent à penser que l'autoévaluation de l'état de santé est une mesure valide de l'état de santé aussi bien au moment où est posée la question qu'en tant que prédicteur de problèmes de santé futurs. Cette association se prête à diverses interprétations. Les personnes âgées qui évaluent positivement leur état de santé pourraient être moins susceptibles que les autres de voir se détériorer leur santé. Par ailleurs, le fait de considérer sa santé passable ou mauvaise lors de l'entrevue de référence pourrait être une approximation de la gravité d'un problème de santé existant qui, à son tour, causera une détérioration de l'état de santé.

L'augmentation de la prévalence du diabète chez les hommes âgés, augmentation que l'on observe aussi chez les femmes de 45 à 64 ans, donne lieu de s'inquiéter, puisque cette maladie augmente le risque de maladie cardiaque, d'accident vasculaire cérébral, de cécité, de troubles rénaux, d'incapacité et de mortalité (voir *L'état de santé à l'âge mûr*, p. 39)³⁰⁻³². Dans la mesure où ils contribuent à la limitation des activités, à la dépendance à l'égard d'autrui pour vaquer aux activités de la vie quotidienne ou à l'altération des fonctions cognitives et de la vision, ces problèmes de santé augmentent le risque de détérioration fonctionnelle et de placement en établissement chez les personnes âgées.

Les tendances socioéconomiques observées parmi les groupes plus jeunes se manifestent aussi chez les personnes âgées, quoique de façon moins prononcée. La cote exprimant le risque de décès est plus forte pour les personnes âgées qui ne possèdent pas de diplôme d'études secondaires que pour les autres et celle exprimant le risque d'être placées en établissement est plus forte pour celles dont le revenu est faible que pour les autres. À cet

égard, il est intéressant de noter que la limitation des activités et la dépendance à l'égard d'autrui pour vaquer aux activités de la vie quotidienne sont des facteurs qui ne sont pas associés au placement en établissement. Il se pourrait que les personnes âgées dont le revenu est adéquat aient les moyens de s'offrir l'aide nécessaire à domicile, donc d'éviter ou de retarder le placement en établissement. Cette hypothèse laisse entendre que les services de soins à domicile permettraient de prévenir le placement en établissement des personnes âgées dont le revenu est limité. ●

Pour plus de renseignements, s'adresser à Margot Shields (613-951-4177; shiemar@statcan.ca) ou à Jiajian Chen (613-951-5059; chenjia@statcan.ca), Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada.

Références

1. L. Martel et A. Bélanger, « Une analyse de l'évolution de l'espérance de vie sans dépendance au Canada entre 1986 et 1996 », *Rapport sur l'état de la population du Canada, 1998-1999*, 1999, p. 164-186 (Statistique Canada, n° 91-209 au catalogue).
2. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
3. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys in using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
4. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Survey Research Methods Section*. Baltimore, août 1999.
5. B.V. Shah, B.G. Barnwell et G.S. Bieler. « *SUDAAN User's Manual* », Release 7.5. Research Triangle Park, North Carolina: Research Triangle Institute, 1997.
6. E.M. Crimmins et Y. Saito, « Getting better and getting worse », *Journal of Aging and Health*, 5(1), 1993, p. 3-36.

7. L.G. Branch et K.U. Leighton, « Transitional probabilities to dependency, institutionalization and death among the elderly over a decade », *Journal of Aging and Death*, 1(3), 1989, p. 370-408.
8. V. Mor, V. Wilcox, W. Rakowski *et al.*, « Functional transitions among the elderly: patterns, predictors, and related hospital use », *American Journal of Public Health*, 84(8), 1994, p. 1274-1280.
9. R.G. Evans et G.L. Stoddart, « *Producing Health, Consuming Health Care* », (CHEPA working paper series #90-6), Hamilton, Ontario, McMaster University, 1990.
10. T. Harris, M.G. Kovar, R. Suzman *et al.*, « Longitudinal study of physical ability in the oldest-old », *American Journal of Public Health*, 79(6), 1989, p. 698-702.
11. J.M. Mossey et E. Shapiro, « Self-rated health: a predictor of mortality among the elderly », *American Journal of Public Health*, 72, 1982, p. 800-808.
12. E.L. Idler et S. Kasl, « Health perceptions and survival: do global evaluations of health status really predict mortality? », *Journal of Gerontology*, 46, 1991, p. S55-S65.
13. L.T.J. Pijls, E.J.M. Feskens et D. Kromhout, « Self-rated health, mortality, and chronic diseases in elderly men: the Zutphen Study, 1985-1990 », *American Journal of Epidemiology*, 138, 1993, p. 840-848.
14. D.B. Reuben, L.V. Rubenstein, S.H. Hirsch *et al.*, « Value of functional status as a predictor of mortality: results of a prospective study », *American Journal of Medicine*, 93, 1992, p. 663-669.
15. C. Mustard, M. Finlayson, S. Derksens *et al.*, « What determines the need for nursing home admission in a universally insured population? », *Journal of Health Services Research and Policy*, 4, 1999, p. 197-203.
16. G.L. Maddox et E.B. Douglass, « Self-assessment of health: a longitudinal study of elderly subjects », *Journal of Health and Social Behavior*, 14, 1973, p. 87-93.
17. M.R. Joffres, P. Hamet, S.W. Rabkin *et al.* « Prevalence, control and awareness of high blood pressure among Canadian adults », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 146(11), 1992, p. 1997-2005.
18. D.A. Koons, « Quality control and measurement of nonsampling error in the Health Interview Survey », *Health and Vital Statistics*, 2(54), 1973, p. 1-24.
19. L.S. Corder, M.A. Woodbury et K.G. Manton, « Proxy response patterns among the aged: effects on estimates of health status and medical care utilization from the 1982-1984 long-term care surveys », *Journal of Clinical Epidemiology*, 49(2), 1996, p. 173-182.
20. N.A. Mathiowetz et R.M. Groves, « The effects of respondent rules on health survey reports », *American Journal of Public Health*, 75(6), 1985, p. 639-644.
21. M.G. Kovar et R.A. Wright, « An experiment with alternate respondent rules in the National Health Interview Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Social Statistics Section*, 1973, p. 311-316.
22. R.H. Lawrence, « The structure of physical health status. Comparing proxies and self-respondents », *Journal of Aging and Health*, 7(1), 1995, p. 79-98.
23. R.E. Miller, M.P. Massagli et B.R. Clarridge, « Quality of proxy reports vs. self-reports: evidence from a health survey with repeated measures », *American Statistical Association: Proceedings of the Section on Survey Research Methods*. Washington, DC: American Statistical Association, 1986, p. 546-551.
24. C. Evashwick, G. Rowe, P. Diehr *et al.*, « Factors explaining the use of health care services by the elderly », *Health Services Research*, 19, 1984, p. 357-382.
25. C.S. Blaum, J. Liang et X. Liu, « The relationship of chronic diseases and health status to the health services utilization of older Americans », *Journal of the American Geriatrics Society*, 42, 1994, p. 1087-1093.
26. J.F. Fries, « The compression of morbidity », *Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society*, 61(3), 1983, p. 397-419.
27. J.F. Fries, « The compression of morbidity: near or far? », *Milbank Quarterly*, 67(2), 1989, p. 208-232.
28. L.M. Verbrugge, « Longer life but worsening health? Trends in health and mortality of middle-aged and older persons », *Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society*, 62(3), 1984, p. 475-519.
29. S.J. Olshansky, M.A. Rudberg, B.A. Carnes *et al.* « Trading off longer life for worsening health », *Journal of Aging and Health*, 3(2), 1991, p. 194-216.
30. M.I. Harris, K.M. Flegal, C.C. Cowie *et al.*, « Prevalence of diabetes, improved fasting glucose, and impaired glucose tolerance in US adults », *Diabetes Care*, 21(4), 1998, p. 518-524.
31. American Diabetes Association. *Diabetes 1996: Vital Statistics*. Alexandria, Virginia: American Diabetes Association, 1996.
32. *Mortality and Morbidity Weekly Reports*. Trends in the prevalence and incidence of self-reported diabetes mellitus—United States, 1980-1994, novembre 1997; 46(43), p. 1027-1028.

Annexe

Caractéristiques socio-économiques, soutien social, comportements qui influent sur la santé et bien-être psychologique : définition des variables

On définit deux catégories de *niveau de scolarité* en se fondant sur le niveau le plus élevé atteint : pas de diplôme d'études secondaires et au moins un diplôme d'études secondaires.

Pour l'analyse des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), la *catégorie de revenu* est déterminée d'après le nombre de personnes qui composent le ménage et le revenu total du ménage provenant de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue. On définit les catégories de revenus suivantes :

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

Pour l'analyse des données de l'Enquête santé Canada, on a déterminé la catégorie de revenu en se servant d'une variable dérivée axée sur le quintile de revenu de la famille économique.

Les variables du soutien social incluent les modalités de logement et le soutien émotionnel. Les catégories de *modalités de logement* sont : vit seul(e) ou vit avec au moins une autre personne. On a posé aux participants à l'enquête quatre questions auxquelles il fallait répondre par « oui » ou par « non » pour évaluer le *soutien émotionnel*. On leur a demandé s'ils avaient quelqu'un à qui ils pouvaient se confier, quelqu'un sur qui ils pouvaient compter, quelqu'un pouvant leur donner des conseils et quelqu'un pouvant leur donner le sentiment d'être aimé(e). Les personnes qui ont répondu « non » à l'une des questions sont considérées comme ayant un faible soutien émotionnel.

Les comportements qui influent sur la santé observés sont l'usage du tabac et la fréquence de l'exercice. La *catégorie d'usage du tabac*

est une variable dichotomique correspondant à l'usage quotidien ou non quotidien de la cigarette. La *fréquence de l'exercice* est une variable dichotomique basée sur le nombre de fois que la personne s'est adonnée à des activités physiques de loisirs durant au moins 15 minutes au cours des trois mois qui ont précédé l'entrevue. Les personnes pour lesquelles le nombre est, en moyenne, inférieur à quatre fois par mois sont considérées comme *faisant de l'exercice infrequemment*.

On définit les cinq catégories de vision suivantes : pas de problème de vision, problème corrigé par des lentilles, difficulté à voir de loin - problème non corrigé, difficulté à voir de près et de loin - problème non corrigé et aveugle. On a considéré comme ayant un *trouble de la vue* les personnes souffrant d'un problème de vision non corrigé (autrement dit, les quatre dernières catégories).

On se sert d'une variable dérivée fondée sur la capacité de penser et sur la mémoire pour évaluer la *fonction cognitive*. On a défini six catégories : pas de problème cognitif, un peu de difficulté à réfléchir, plutôt porté(e) à oublier des choses, plutôt porté(e) à oublier des choses et un peu de difficulté à réfléchir, très porté(e) à oublier des choses et beaucoup de difficulté à réfléchir, incapable de se rappeler de quoi que ce soit ni de réfléchir. Aux fins de la présente analyse, on considère comme ayant une déficience cognitive les personnes classées dans l'une ou l'autre des deux dernières catégories.

L'évaluation du bien-être psychologique se fonde sur deux variables, à savoir l'estime de soi et le stress chronique. Pour mesurer le *stress chronique*, on a demandé aux personnes qui ont participé à l'ENSP d'indiquer si les énoncés suivants s'appliquaient à elles en répondant par vrai ou faux :

- Vous essayez d'entreprendre trop de choses en même temps.
- Vous ressentez trop de pression pour que vous soyez comme les autres.
- Les autres attendent trop de votre part.
- Vous n'avez pas assez d'argent pour acheter les choses dont vous avez besoin.
- Votre conjoint(e) ne vous comprend pas.
- Votre conjoint(e) ne vous témoigne pas assez d'affection.
- Votre conjoint(e) n'est pas suffisamment engagé(e) dans votre relation.
- Vous trouvez qu'il est très difficile de trouver quelqu'un avec qui vous êtes compatible.
- Un de vos enfants semble être très malheureux.
- Le comportement d'un de vos enfants vous inquiète sérieusement.
- Votre travail à la maison n'est pas apprécié.
- Vos amis ont une mauvaise influence sur vous.
- Vous aimeriez déménager mais vous ne pouvez pas.
- L'endroit où vous habitez est trop bruyant ou trop pollué.
- Un de vos parents, un de vos enfants ou votre conjoint(e) est en très mauvaise santé et pourrait mourir.
- Quelqu'un dans votre famille a un problème d'alcool ou de drogue.

Les gens sont trop critiques à votre égard ou critiquent trop ce que vous faites.

On attribue une cote de un (1) à chaque réponse « vrai ». Puis, on fait certains rajustements pour tenir compte des questions qui ne s'appliquent pas à certaines personnes (par exemple, les personnes n'ayant pas de conjoint(e)), de sorte que les cotes totales se fondent toutes sur le même dénominateur. On considère comme étant soumises à un stress chronique intense les personnes dont la cote totale correspond au quartile supérieur de la distribution pour la population de 18 ans et plus (cote égale ou supérieure à 5).

L'*estime de soi* est une mesure de la « positivité » avec laquelle une personne se juge. Au moyen d'une échelle à cinq points allant de « entièrement d'accord » (cote de 0) à « tout à fait en désaccord » (cote de 4), on a demandé aux participants à l'ENSP d'évaluer les six énoncés suivants :

Vous estimez que vous avez un certain nombre de qualités.

Vous estimez qu'en tant que personne, vous valez autant que les autres.

Vous pouvez faire les choses aussi bien que la plupart des autres personnes.

Vous avez une attitude positive face à vous-même.

Dans l'ensemble, vous êtes satisfait(e) de vous-même.

Tout compte fait, vous avez tendance à vous considérer comme un(e) raté(e). (Cote inversée.)

On considère comme ayant une faible estime de soi les personnes dont la cote totale correspond au quartile inférieur de la distribution observée pour la population de 18 ans et plus (cote égale ou inférieure à 17).

Santé psychologique — la dépression

Faits saillants

- La prévalence de la dépression est presque deux fois plus forte chez la femme que chez l'homme.
- La dépression est beaucoup plus courante chez les jeunes femmes que chez les femmes âgées.
- La dépression est une maladie chronique — un premier épisode dépressif est un prédicteur puissant de futurs épisodes.
- Le soutien social pourrait être un facteur de protection. Les femmes qui manquent de soutien émotionnel courent un plus grand risque de vivre un épisode dépressif dans l'avenir que celles qui bénéficient de ce genre de soutien.
- Il existe une association prononcée entre l'usage du tabac et la dépression, mais les données concernant la cause sous-jacente de cette association sont complexes.

La dépression est source de grandes souffrances et perturbe considérablement la vie et l'entourage des personnes qu'elle touche. Une étude prévoit que d'ici à l'an 2020, elle deviendra vraisemblablement la deuxième cause principale du fardeau global de la maladie, après la cardiopathie ischémique¹. De plus, la détresse psychologique et la dépression sont liées à une utilisation importante des services hospitaliers et à de fréquentes visites chez le médecin².

À l'origine de la présente analyse, l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) comprend un ensemble de questions conçues pour déterminer si une personne a éprouvé des symptômes de dépression durant l'année qui a précédé l'entrevue. Les réponses à ces questions permettent d'estimer la probabilité que la personne concernée ait manifesté des signes cliniques de dépression (voir *Méthodologie* et *Annexe*). Fondé sur les données des trois premiers cycles de l'ENSP (1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999), le présent article rend compte de la prévalence et de l'incidence de la dépression chez les Canadiens de 12 ans et plus et indique quels sont les facteurs prédictifs de la manifestation d'une dépression en 1996-1997 ou en 1998-1999. L'identification de ces facteurs s'appuie sur les renseignements recueillis en 1994-1995 sur les caractéristiques personnelles, le statut

Méthodologie

Source des données

Les estimations de la prévalence présentées ici sont calculées d'après les données transversales de la composante des ménages des premier (1994-1995), deuxième (1996-1997) et troisième (1998-1999) cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) couvrant les dix provinces (voir *Annexe*). L'analyse des facteurs associés à un futur épisode dépressif se fonde sur les données de la composante longitudinale de l'ENSP.

Pour 1994-1995, les estimations de la prévalence se fondent sur les données recueillies auprès de 7 451 hommes et 9 268 femmes de 12 ans et plus qui ont fourni des renseignements sur la dépression au premier cycle. Pour 1996-1997, les estimations sont calculées d'après les données recueillies auprès de 32 706 hommes et 37 382 femmes et, pour 1998-1999, auprès de 6 720 hommes et 8 061 femmes.

L'analyse multivariée des facteurs associés à un futur épisode dépressif se fonde sur les données recueillies auprès de 10 456 membres du panel longitudinal, à savoir 4 638 hommes et 5 818 femmes de 12 ans et plus. Ces personnes n'avaient pas vécu d'épisode dépressif au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue de référence (cycle 1 en 1994-1995) et qui ont fourni des renseignements sur d'autres variables observées au cycle 1 nécessaires à l'analyse. En outre, pour être incluses dans l'analyse, ces personnes doivent avoir répondu aux questions posées lors des deuxième et troisième cycles en vue d'évaluer la probabilité d'avoir vécu un épisode dépressif au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue.

Techniques d'analyse

Ces personnes ont été réparties en deux catégories, à savoir celles « exemptes » de dépression aux trois cycles et celles qui étaient exemptes de dépression lors de l'entrevue de référence, mais qui ont vécu un épisode dépressif au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue du deuxième ou du troisième cycle. On considère comme ayant vécu un épisode dépressif toute personne qui a obtenu une cote égale ou supérieure à 5 sur l'échelle de dépression; une telle cote équivaut à une probabilité de 0,90 d'avoir vécu un épisode dépressif au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue.

L'analyse des facteurs associés à la manifestation d'un futur épisode dépressif se fonde sur un modèle linéaire généralisé comprenant une composante à mesures répétées. Afin de déterminer les facteurs qui augmentent la vulnérabilité future à la dépression, on compare les caractéristiques de référence (premier cycle) des personnes qui n'ont pas vécu d'épisode dépressif avant l'entrevue du deuxième ou du troisième cycle aux caractéristiques de référence des personnes qui en ont vécu un. Les membres de ni l'un ni l'autre de ces deux groupes n'avaient vécu d'épisode dépressif au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue du premier cycle. En plus des indicateurs du premier cycle ainsi sélectionnés, on a introduit deux variables supplémentaires dans le modèle. La première précise le moment où s'est manifesté l'épisode dépressif, autrement dit avant le premier ou avant le deuxième cycle. Les proportions pondérées de personnes qui ont vécu un épisode dépressif avant l'entrevue de 1996-1997 et de 1998-1999 se chiffrent à 2,4 % et 2,6 %, respectivement. La deuxième variable permet d'identifier les personnes qui ont souffert de dépression récidivante, c'est-à-dire qui ont vécu au moins un épisode avant l'entrevue du deuxième cycle et un épisode avant l'entrevue du troisième cycle. Moins de 1 % (0,55 %) des personnes qui n'avaient pas vécu d'épisode dépressif avant l'entrevue du premier cycle ont souffert de dépression

récidivante. On a effectué séparément l'analyse de régression pour les hommes et pour les femmes. Pour les hommes, certaines variables, à savoir la récurrence de la dépression, l'usage occasionnel du tabac et le troisième groupe de problèmes de santé chroniques (maladie cardiaque, accident vasculaire cérébral, cancer et/ou incontinence), ont été omises parce qu'elles rendaient le modèle instable.

Les dimensions du premier cycle intégrées au modèle sont les caractéristiques personnelles, les comportements qui influent sur la santé, les problèmes de santé chroniques et les ressources sociales et psychologiques (voir *Annexe*). Les caractéristiques personnelles englobent l'âge, l'état matrimonial, le niveau de scolarité, le revenu, les modalités de logement et l'activité principale. Les comportements ayant une incidence sur la santé dont on tient compte sont l'usage du tabac et la consommation d'alcool. Pour évaluer les problèmes de santé chroniques, on se sert de trois indicateurs qui correspondent à des groupes particuliers de problèmes de santé chroniques. Les ressources sociales englobent le soutien émotionnel et l'engagement social; les ressources psychologiques sont évaluées d'après les cotes des échelles d'estime de soi et de contrôle. La sélection des variables est fondée sur l'examen des données publiées, la validité apparente et l'existence de données de l'ENSP pertinentes. La valeur de chaque variable a été déterminée pour la période de référence. Pour évaluer la cohérence interne des échelles de mesures des ressources sociales et psychologiques, on a calculé le coefficient alpha de Cronbach d'après les données recueillies auprès de l'échantillon transversal pondéré de personnes de 12 ans et plus observé en 1994-1995.

On a pondéré les données d'échantillon de sorte qu'elles soient représentatives de la population cible en 1994-1995, lors du premier cycle de collecte de données de l'ENSP. Pour tenir compte des effets de plan de sondage, on a calculé le coefficient de variation des estimations des taux et des proportions par la méthode bootstrap. On a également recouru à cette méthode pour estimer les erreurs-types qui entrent dans le calcul des intervalles de confiance³⁻⁵. On considère comme étant significatifs les résultats pour lesquels $p \leq 0,05$.

Limites

On ne connaît pas les antécédents complets de dépression des personnes qui participent à l'ENSP. Par conséquent, celles que l'on a classées dans la catégorie des personnes n'ayant pas vécu d'épisode dépressif pourraient avoir souffert de dépression avant l'entrevue de 1994-1995. De surcroît, comme les entrevues de l'ENSP ont lieu tous les deux ans et qu'on ne demande des renseignements que sur les symptômes de dépression qui se sont manifestés durant les 12 mois qui ont précédé l'entrevue, les personnes qui ont vécu un épisode dépressif durant l'année qui a suivi l'entrevue de 1994-1995 ou celle de 1996-1997 (mais non durant les 12 mois qui ont précédé l'entrevue) sont classées dans la catégorie des personnes qui n'ont pas souffert de dépression. La classification éventuellement erronée de ces personnes affaiblit les liens observés. L'impossibilité de déceler un lien entre certains facteurs, comme l'état matrimonial, et un éventuel épisode de dépression tient, en partie, au manque de renseignements sur le moment où surviennent certaines circonstances et sur la durée de celles-ci. Par exemple, les données de l'ENSP ne permettent pas de déterminer le nombre d'années qu'une personne a été veuve, divorcée ou séparée. Le fait que les liens statistiquement significatifs observés pour les hommes soient peu nombreux pourrait tenir à un manque de puissance statistique. On ignore par conséquent dans quelle mesure les données sont entachées d'un biais de déclaration.

socioéconomique, l'état de santé physique, les comportements qui influent sur la santé, le bien-être psychologique et les ressources sociales.

Plusieurs aspects de la structure de l'ENSP limitent considérablement l'analyse de la prévalence, de l'incidence et des prédicteurs de la dépression. Les questions de l'ENSP portent sur les symptômes de dépression survenus durant l'année qui a précédé l'entrevue. De plus, les entrevues de l'ENSP ont lieu tous les deux ans. Or, toute personne qui a éprouvé des symptômes de dépression au moins 13 mois avant l'entrevue sera classée dans la catégorie des personnes n'ayant pas vécu d'épisode dépressif majeur. En outre, les données de l'ENSP reposent sur l'autodéclaration (voir *Méthodologie*). On ignore par conséquent dans quelle mesure ces données sont entachées d'un biais de déclaration et dans quelle mesure elles sont valides (voir *Méthodologie*). Enfin, le faible nombre de liens statistiquement significatifs observés pour les hommes pourrait tenir au manque de puissance statistique.

Prévalence plus forte chez les jeunes et chez les femmes

D'après les données de l'ENSP, 4,3 % de Canadiens de 12 ans et plus ont mentionné des symptômes donnant fortement à penser qu'ils ont vécu au moins un épisode dépressif majeur (voir *Définitions* et *Annexe*) durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1998-1999. Pour 1994-1995, la proportion est de 5,2 % et pour 1996-1997, de 4,1 %. Ces estimations de la prévalence sont plus faibles que celles observées aux États-Unis. Selon la National Comorbidity Survey réalisée aux États-Unis de 1990 à 1992 et basée sur le même instrument d'évaluation de la dépression, la prévalence de la dépression durant les 12 mois précédant l'entrevue était de 10 % (environ 13 % pour les femmes et 8 % pour les hommes)⁶.

La ventilation de la prévalence de la dépression selon le groupe d'âge n'est pas uniforme. Pour chacun des trois cycles de l'ENSP, elle passe par un sommet pour le groupe des 15 à 24 ans, diminue à la quarantaine et atteint sa valeur la plus faible pour le groupe des 65 ans et plus (tableau A en annexe).

La prévalence de la dépression est plus forte chez les femmes que chez les hommes. Lors des trois premiers cycles de l'ENSP, environ deux fois plus de femmes que d'hommes ont mentionné des symptômes indicateurs d'une forte probabilité d'avoir vécu un épisode dépressif majeur : environ 7,1 % de femmes comparativement à 3,3 % d'hommes en 1994-1995, 5,4 % de femmes comparativement à 2,7 % d'hommes en 1996-1997 et 5,7 % de femmes comparativement à 2,9 % d'hommes en 1998-1999. Ce ratio hommes-femmes s'observe à peu près pour tous les groupes d'âge entre 12 ans et 64 ans (graphiques 1 et 2 et tableau A en annexe).

Incidence la plus élevée chez les jeunes femmes

Comparativement aux femmes de 25 ans et plus, les femmes de 12 à 24 ans ont une incidence de la

Définitions

L'épisode dépressif majeur se caractérise par une humeur dépressive et(ou) une perte d'intérêt pour la plupart des choses persistant au moins deux semaines conjuguées à d'autres symptômes qui persistent, eux aussi, au moins deux semaines. Ces symptômes englobent la perturbation de l'appétit ou du sommeil, la diminution du niveau d'énergie, la difficulté à se concentrer, le sentiment de n'être bon ou bonne à rien et(ou) des pensées suicidaires (voir l'*Annexe* pour les définitions des variables).

La prévalence de la dépression correspond au pourcentage de la population qui, selon les estimations, a vécu un épisode dépressif majeur au cours de l'année qui a précédé l'entrevue de l'ENSP de 1994-1995, 1996-1997 ou 1998-1999.

L'incidence sur deux ans de la dépression correspond à la proportion de personnes qui n'avaient pas vécu d'épisode dépressif majeur durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995, mais qui en ont vécu un durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1996-1997. L'incidence sur quatre ans correspond à la proportion de personnes qui n'ont vécu d'épisode dépressif ni durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995 ni celle de 1996-1997, mais qui en ont vécu un durant l'année qui a précédé l'année de 1998-1999. Comme on ne possède pas de renseignements sur les antécédents de dépression au cours de toute la vie ni sur les symptômes éprouvés de 13 à 24 mois avant les entrevues de 1996-1997 et 1998-1999, il est impossible de produire une mesure « exacte » de l'incidence.

dépression plus élevée (tableau B en annexe). En outre, l'incidence de la dépression est considérablement plus faible chez les hommes que chez les femmes (tableau C en annexe). Elle varie de 2,2 % à 2,9 % pour le groupe des hommes de 12 à 44 ans, puis baisse sous la barre des 2 % chez les hommes de 45 ans et plus.

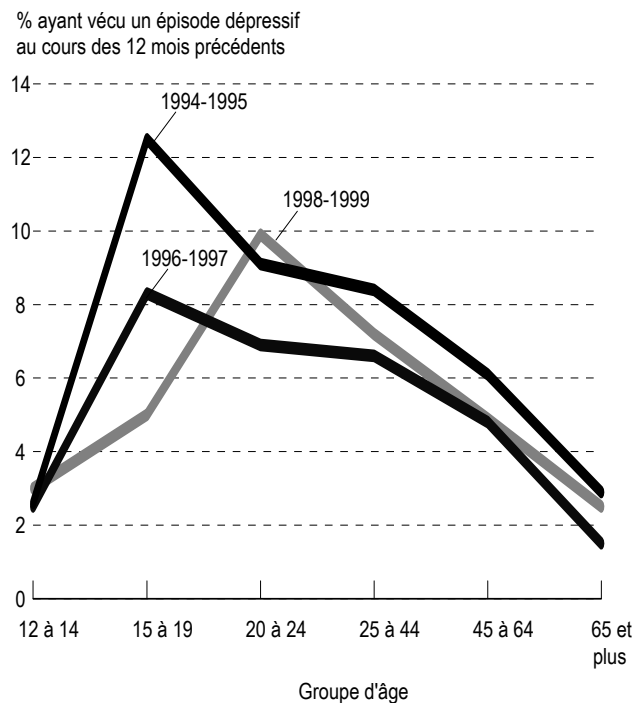
Prédicteurs

La dépression est provoquée par un ensemble complexe d'éléments⁷. Ces éléments incluent des facteurs de risque et de vulnérabilité, ainsi que des agents déclenchants. On pense que la réactivité émotionnelle, qui est un facteur de risque, est héréditaire. La vulnérabilité augmente en cas d'exposition à des traumatismes durant l'enfance, et ces traumatismes semblent être un facteur prédisposant plus puissant chez la femme que chez l'homme⁸. Les agents déclenchants englobent les

événements négatifs de la vie et le stress chronique. En outre, selon certaines études, le soutien social jouerait un rôle protecteur⁷. D'aucuns voient dans la dépression une réaction adaptative destinée à inhiber une réaction à une situation susceptible de poser un danger ou de causer une perte⁹.

En se basant sur les données fournies par l'ENSP, on a sélectionné divers facteurs qui permettent de quantifier les effets environnementaux, afin d'évaluer leur lien avec l'incidence de la dépression. Ces facteurs incluent les caractéristiques personnelles, le statut socioéconomique, les comportements ayant une incidence sur la santé, les problèmes de santé chroniques, le bien-être psychologique et les ressources sociales. La régression multivariée a en outre permis de déterminer la part relative de la cote exprimant le risque de vivre un épisode dépressif majeur imputable à chaque facteur. Les résultats présentés ci-dessous se fondent sur les

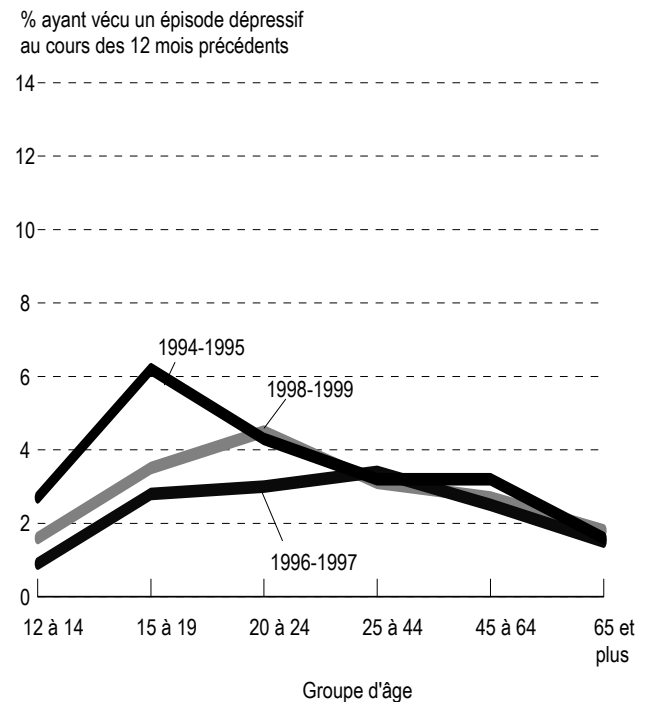
Graphique 1
Prévalence de la dépression selon le groupe d'âge, population à domicile de sexe féminin de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999, échantillon transversal, fichier Santé

Nota : Voir le tableau A en annexe pour les intervalles de confiance.

Graphique 2
Prévalence de la dépression selon le groupe d'âge, population à domicile de sexe masculin de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999, échantillon transversal, fichier Santé

Nota : Voir le tableau A en annexe pour les intervalles de confiance.

Tableau 1

Rapports corrigés de cotes exprimant le risque de vivre un épisode dépressif en 1996-1997 et(ou) en 1998-1999, selon certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris

	Femmes		Hommes	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Caractéristiques personnelles				
Âge				
12 à 14 ans	5,24*	1,96 - 14,02
15 à 19 ans	6,11*	2,59 - 14,42	3,71	0,93 - 14,73
20 à 24 ans	4,61*	2,06 - 10,34	3,62	0,99 - 13,12
25 à 44 ans	3,30*	1,75 - 6,23	2,35	0,76 - 7,26
45 à 64 ans	2,14*	1,18 - 3,88	1,41	0,52 - 3,87
65 ans et plus†	1,00	...	1,00	...
État matrimonial				
Marié(e)††	1,00	...	1,00	...
Jamais marié(e)	1,06	0,68 - 1,64	0,56	0,31 - 1,01
Marié(e) antérieurement	1,19	0,80 - 1,75	1,24	0,39 - 3,96
Niveau de scolarité				
Pas de diplôme d'études secondaires	0,84	0,57 - 1,24	1,19	0,68 - 2,08
Diplôme d'études secondaires	0,85	0,59 - 1,24	1,20	0,58 - 2,49
Certaines études postsecondaires	0,76	0,56 - 1,04	1,30	0,85 - 2,00
Diplôme d'études postsecondaires†	1,00	...	1,00	...
Revenu inadéquat§				
Vit seul(e)§	1,26	0,93 - 1,73	1,19	0,64 - 2,22
	0,81	0,50 - 1,30	0,98	0,38 - 2,54
Activité principale				
Travaille†	1,00	...	1,00	...
Étudie	0,81	0,46 - 1,43	2,14*	1,04 - 4,39
Retraité(e)	0,78	0,47 - 1,30	1,10	0,42 - 2,92
Malade, handicapé(e) ou prend soin de quelqu'un	0,86	0,61 - 1,22	1,08	0,36 - 3,25
Ne travaille pas	0,75	0,35 - 1,62	1,61	0,76 - 3,42
Comportements qui influent sur la santé				
Usage du tabac				
Fume quotidiennement	1,46*	1,08 - 1,98	1,90*	1,25 - 2,89
Fume à l'occasion	0,92	0,47 - 1,81	1,00 ^a	...
Non-fumeur†	1,00	...	1,00	...
Consommation d'alcool				
Excès occasionnels§††	1,19	0,62 - 2,28	1,90	0,84 - 4,29
Problèmes de santé chroniques				
Maux de dos, hypertension, migraine et(ou) ulcère ^{‡‡}	1,77*	1,34 - 2,34	1,42	0,86 - 2,35
Arthrite, emphysème, diabète et(ou) glaucome ^{‡‡}	1,28	0,89 - 1,84	1,81	0,99 - 3,31
Maladie cardiaque, accident vasculaire cérébral, cancer et(ou) incontinence ^{‡‡}	1,09	0,68 - 1,74	a	a
Ressources sociales				
Faible soutien émotionnel	1,47*	1,06 - 2,04	1,12	0,71 - 1,78
Faible engagement social	1,18	0,93 - 1,51	0,89	0,60 - 1,33
Ressources psychologiques				
Faible estime de soi§	1,09	0,87 - 1,38	1,17	0,83 - 1,64
Faible sentiment de contrôle§	1,80*	1,38 - 2,33	1,21	0,81 - 1,81
Moment de l'épisode dépressif ^{§§}	0,96	0,73 - 1,27	1,06	0,75 - 1,51
Épisodes dépressifs récurrents ^{†††}	2,97*	1,03 - 8,55	a	a

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999, échantillon longitudinal, fichier Santé

Nota : Les résultats se fondent sur les données recueillies auprès de 4 638 hommes et 5 818 femmes. De ce groupe, 4,5 % (n = 210) hommes et 8,8 % (n = 510) femmes ont vécu un épisode dépressif avant l'entrevue de 1996-1997 ou celle de 1998-1999. Dans le modèle de régression établi pour les hommes, on a agrégé les groupes des 12 à 14 ans et des 15 à 19 ans en un groupe unique des 12 à 19 ans.

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

‡ Comprend les personnes qui vivent en union libre ou avec un(e) conjoint(e).

§ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique.

†† Par excès occasionnels d'alcool, on entend toutes les deux semaines, en moyenne, pour les femmes et toutes les semaines, en moyenne, pour les hommes.

‡‡ Au moins l'un des quatre problèmes de santé chroniques par opposition à aucun.

§§ Cette variable dichotomique permet de déterminer le temps écoulé entre la période de référence et un épisode dépressif. Les personnes pour lesquelles la valeur de la variable est « oui » ont vécu un épisode dépressif au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 1998-1999.

††† Cette variable dichotomique permet de déterminer si la personne souffre d'épisodes dépressifs récurrents. Les personnes pour lesquelles la valeur de la variable est « oui » ont vécu un épisode dépressif au cours des 12 mois qui ont précédé les entrevues de 1996-1997 et de 1998-1999.

^a L'usage occasionnel du tabac, le troisième groupe de problèmes de santé chroniques et la récurrence de la dépression ne sont pas inclus dans le modèle de régression pour les hommes, car ces facteurs ont un effet déstabilisant dû à la trop petite taille de l'échantillon. En ce qui concerne l'usage du tabac, la catégorie de référence pour les hommes englobe ceux qui n'ont jamais fumé et ceux qui fument à l'occasion.

* $p \leq 0,05$

renseignements fournis lors du cycle de 1994-1995 de l'ENSP par les personnes qui n'avaient pas vécu d'épisode dépressif avant cette entrevue et qui ont répondu aux questions sur la dépression lors des entrevues de 1996-1997 et de 1998-1999.

Risque plus élevé à un jeune âge chez la femme

Comme le laissent supposer les taux d'incidence de la dépression, la cote exprimant le risque de vivre un épisode dépressif majeur est plus faible pour les femmes de 65 ans et plus qu'elle ne l'est pour toutes celles des groupes d'âge moindre dont il est ici question (tableau 1). Chez les hommes, l'âge n'est pas un prédicteur significatif d'un futur épisode dépressif.

Usage du tabac

On pense que la nicotine a des effets antidépresseurs¹⁰. Selon certaines études, les fumeurs qui ont des antécédents de dépression ont plus de difficulté à renoncer au tabac, éprouvent des symptômes de sevrage plus graves et sont plus susceptibles de faire de la dépression après avoir arrêté de fumer que ceux qui ne sont pas prédisposés à la dépression¹¹. Parmi les adolescents qui ne présentaient aucun symptôme de dépression lors de l'entrevue de référence, la cote exprimant le risque de présenter de tels symptômes lors des entrevues de suivi est plus élevée pour ceux qui sont devenus des « fumeurs établis », c'est-à-dire qui ont fumé au moins 100 cigarettes au cours de leur vie et qui ont fumé au cours des 30 jours précédant l'entrevue¹². De surcroît, les adolescents qui manifestaient au départ des symptômes de dépression se sont révélés plus susceptibles que les autres de commencer à fumer¹³. Si ces résultats donnent à penser que le tabac joue le rôle d'automédication chez les fumeurs prédisposés à la dépression¹⁴, ceux d'une autre étude indiquent que, du moins chez les femmes, l'usage du tabac et la dépression sont dus à une prédisposition familiale, vraisemblablement de nature génétique¹⁵.

Les données de l'ENSP permettent aussi de voir que l'usage du tabac est lié à la dépression. La cote exprimant le risque de vivre un épisode dépressif majeur est plus élevée pour les personnes qui fument

quotidiennement que pour les non-fumeurs. Elle est presque deux fois plus élevée pour les hommes qui fument quotidiennement et une fois et demie plus élevée pour les femmes (tableau 1).

Problèmes de santé chroniques

Une étude réalisée auprès d'un échantillon communautaire montre qu'il existe un lien positif entre la prévalence sur 12 mois de la dépression et le nombre de problèmes de santé chroniques existants¹⁶. Un examen approfondi des données publiées réalisé récemment porte à conclure, d'une part, que la dépression est plus courante chez les personnes qui souffrent de douleurs chroniques et, d'autre part, que les personnes ayant des antécédents de dépression pourraient courir un risque plus élevé que les autres de faire une dépression si des douleurs chroniques se manifestent (hypothèse de la cicatrice)¹⁷. Certains pensent que la dépression et la douleur chronique pourraient se manifester par la même voie biologique, puisque toutes deux peuvent être soulagées par l'administration d'inhibiteurs spécifiques du recaptage de la sérotonine ou d'autres antidépresseurs¹⁸. Certains travaux de recherche donnent aussi à penser que les tensions interpersonnelles auxquelles sont exposées les personnes déprimées qui souffrent de polyarthrite rhumatoïde ou d'arthrose augmentent les flambées de la maladie¹⁹. La dépression a également été mise en cause dans le développement de la maladie cardiaque. La crise cardiaque est plus susceptible d'être fatale chez les personnes déprimées que chez celles qui ne le sont pas²⁰. L'augmentation de la fonction plaquettaire observée chez les déprimés pourrait expliquer cette situation, puisqu'elle favoriserait la formation de plaques, donc contribuerait à l'occlusion des artères coronaires et à la cardiopathie ischémique²¹.

Selon les données de l'ENSP, le diagnostic d'un problème de santé chronique n'est un prédicteur de la dépression que chez les femmes. Chez ces dernières, la cote exprimant le risque de vivre un épisode dépressif majeur est presque deux fois plus élevée pour celles qui souffraient des maux de dos, d'hypertension, de migraine et(ou) d'un ulcère en 1994-1995 que pour les autres. En revanche, on

n'observe aucun lien significatif entre un futur épisode de dépression et le diagnostic préalable d'arthrite, d'emphysème, de diabète et (ou) de glaucome ni le diagnostic d'une maladie cardiaque, d'un accident vasculaire cérébral, d'un cancer et (ou) d'incontinence en 1994-1995, et ce aussi bien chez la femme que chez l'homme.

Ressources sociales et bien-être psychologique

Les données de l'ENSP indiquent que, chez la femme, trois mesures du bien-être psychologique et du soutien social sont liées de façon significative à la manifestation d'un épisode dépressif majeur.

Un antécédent d'épisode dépressif majeur est prédicteur de futurs épisodes. Les femmes qui ont vécu un épisode dépressif majeur durant l'année qui a précédé l'entrevue de l'ENSP de 1996-1997 obtiennent une cote exprimant le risque de vivre un épisode dépressif majeur subséquent durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1998-1999 trois fois plus élevée que les autres.

Les personnes déprimées ont souvent le sentiment d'être dépassées par les événements et de perdre le contrôle de la situation. La cote exprimant le risque d'avoir vécu un épisode dépressif majeur durant l'année qui a précédé l'entrevue de l'ENSP de 1996-1997 ou de 1998-1999 est presque deux fois plus élevée pour les femmes dont la cote sur l'échelle du sentiment de contrôle était inférieure à la médiane lors de l'entrevue de 1994-1995 que pour celles dont la cote était supérieure à la médiane (voir *Annexe*).

Selon l'hypothèse de l'effet tampon, le soutien social protège contre les effets négatifs du stress²². La cote exprimant le risque de vivre un futur épisode dépressif est plus élevée pour les femmes qui manquaient de soutien émotionnel en 1994-1995 que pour celles dont le soutien social était adéquat.

État matrimonial et modalités de logement

Ni chez l'homme ni chez la femme on ne constate de liens entre l'état matrimonial ou les modalités de logement et l'augmentation de la cote exprimant le risque de vivre un épisode dépressif majeur. De même, ni le niveau de scolarité ni le niveau de revenu ni l'activité principale n'est un prédicteur d'un

épisode dépressif, sauf dans un cas. La cote exprimant le risque d'un futur épisode dépressif est deux fois plus élevée pour les hommes qui poursuivent des études que pour ceux qui travaillent. Comme on l'a mentionné antérieurement, le fait de ne pas déceler de lien statistiquement significatif pour les hommes pourrait tenir à un manque de puissance statistique.

Mot de la fin

Selon des études antérieures fondées sur les données du premier cycle de l'ENSP, la prévalence de dépression la plus forte s'observe chez les jeunes et chez les jeunes adultes, et la plus faible, chez les personnes âgées²³⁻²⁵. La présente analyse, qui montre que la cote exprimant le risque de vivre un futur épisode dépressif est beaucoup plus élevée aux âges les moins avancés que chez les personnes âgées étouffe les premiers résultats. Cette tendance est l'inverse de celle observée auparavant, quand la prévalence de la dépression était plus forte chez les personnes âgées que chez les jeunes adultes. D'aucuns soutiennent que ce renversement a sans doute eu lieu à la fin des années 1970, quand la conjoncture socioéconomique s'est améliorée pour les Canadiens âgés, mais s'est empirée pour les jeunes et les jeunes adultes²⁵.

La prévalence de la dépression est deux fois plus forte chez les femmes que chez les hommes, comme en témoignent les résultats d'études antérieures^{26,27}. De plus, cette observation s'applique, dans l'ensemble, à tous les groupes d'âge jusqu'à 65 ans. La prévalence plus prononcée de la dépression chez les femmes souligne l'importance de mesures de prévention et de promotion de la santé adaptées aux besoins des femmes en matière de santé mentale. L'analyse des facteurs de prédiction donne à penser que les efforts doivent surtout se concentrer sur les femmes qui ont des antécédents de dépression, qui souffrent d'une maladie chronique, qui manquent de soutien social et qui ont le sentiment d'à peine contrôler leur vie.

Il existe par ailleurs un lien, entre l'usage quotidien du tabac et l'augmentation du risque de dépression chez les hommes et chez les femmes, comme en témoignent les résultats d'autres études⁶⁻¹¹. On pense

que le tabac pourrait servir d'automédication aux personnes sujettes à la dépression ou que la dépression et l'usage du tabac pourraient avoir une cause génétique commune. ●

Pour plus de renseignements, s'adresser à Marie P. Beaudet (613-951-7025; beaumar@statcan.ca), Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada.

Références

1. T.B. Ustun, « The global burden of mental disorders », commentaires, *American Journal of Public Health*, 89(9), 1999, p. 1315-1318.
2. A.F. De Boer, W. Wijker et H.C. Haes, « Predictors of health care utilization in the chronically ill: review of the literature », *Health Policy*, 42(2), 1997, p. 101-115.
3. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
4. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
5. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Survey Research Methods Section*, Baltimore, août 1999.
6. 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.
7. S. Checkley, « The neuroendocrinology of depression and chronic stress », *British Medical Bulletin*, 51(3), 1996, p. 597-617.
8. J. Veijola, P. Puukka, V. Lehtinen *et al.*, « Sex differences in the association between childhood experiences and adult depression », *Psychological Medicine*, 28(1), 1998, p. 21-27.
9. R.M. Nesse, « Is depression an adaptation? », *Archives of General Psychiatry*, 57(1), 2000, p. 14-20.
10. W.C. Gamberino et M.S. Gold, « Neurobiology of tobacco smoking and other addictive disorders », *Addictive Disorders*, 22(2), 1999, p. 301-312.
11. L.S. Covey, « Tobacco cessation among patients with depression », *Primary Care*, 26(3), 1999, p. 691-706.
12. W.S. Choi, C.A. Patten, J.C. Gillin *et al.*, « Cigarette smoking predicts development of depressive symptoms among US adolescents », *Annals of Behavioral Medicine*, 19(1), 1997, p. 42-50.
13. L.G. Escobedo, M. Reddy et G.A. Giovino, « The relationship between depressive symptoms and cigarette smoking in US adolescents », *Addiction*, 93(3), 1998, p. 433-440.
14. R.F. Anda, D.F. Williamson, L.G. Escobedo *et al.*, « Depression and the dynamics of smoking », *Journal of the American Medical Association*, 264(12), 1990, p. 1541-1545.
15. K.S. Kendler, M.C. Neale, C.J. MacLean *et al.*, « Smoking and major depression. A causal analysis », *Archives of General Psychiatry*, 50(1), 1993, p. 36-43.
16. R.C. Kessler, S. Zhao et D.G. Blazer, « Prevalence, correlates, and course of minor depression and major depression in the national comorbidity survey », *Journal of Affective Disorders*, 45(1-2), 1997, p. 19-30.
17. D.A. Fishbain, R. Cutler, H.L. Rosomoff *et al.*, « Chronic pain-associated depression: Antecedent or consequence of chronic pain? A review », *The Clinical Journal of Pain*, 13(2), 1997, p. 116-137.
18. G.E. Ruoff, « Depression in the patient with chronic pain », *The Journal of Family Practice*, 43(6), 1996, p. 25-34.
19. A.J. Zautra, N.A. Hamilton, P. Potter *et al.*, « Field research on the relationship between stress and disease activity in rheumatoid arthritis », *Annals of the New York Academy of Sciences*, 876, 1999, p. 397-412.
20. A.H. Glassman et P.A. Shapiro, « Depression and the course of coronary artery disease », *American Journal of Psychiatry*, 155(1), 1998, p. 4-11.
21. G.B. Nair, P.A. Gurbel, C.M. O'Connor *et al.*, « Depression, coronary events, platelet inhibition, and serotonin reuptake inhibitors », *The American Journal of Cardiology*, 84(3), 1999, p. 312-323.
22. S.M. Monroe, E.J. Bromet, M.M. Connell *et al.*, « Social support, life events, and depressive symptoms: A 1-year prospective study », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54(4), 1986, p. 424-431.
23. T.J. Wade et J. Cairney, « Age and depression in a nationally representative sample of Canadians: A preliminary look at the National Population Health Survey », *Canadian Journal of Public Health*, 88(5), 1997, p. 297-302.
24. M.P. Beaudet, « Dépression », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 11-25 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
25. T. Stephens, D. Dulberg et N. Joubert, « Mental health of the Canadian population: A comprehensive analysis », *Chronic Diseases in Canada*, 20(3), 1999, p. 118-126.
26. R.C. Bland, S.C. Newman et H. Orn, « Period prevalence of psychiatric disorders in Edmonton », *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 77(supplément n° 338), 1988, p. 33-42.
27. R.C. Kessler, K.A. McGonagle, M. Swartz *et al.*, « Sex and depression in the National Comorbidity Survey I: Lifetime prevalence, chronicity and recurrence », *Journal of Affective Disorders*, 29, 1993, p. 85-96.
28. American Psychiatric Association, Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux, troisième édition, Washington, D.C., American Psychiatric Association, 1989.
29. M. Rosenberg, Society and the Adolescent Self-image, Princeton, Princeton University Press, 1965.
30. L.I. Pearlin, M. Lieberman, E. Menaghan *et al.*, « The stress process », *Journal of Health and Social Behavior*, 22, 1981, p. 337-356.

Annexe

Tableau A

Prévalence de la dépression selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

	Cycle 1, 1994-1995		Cycle 2, 1996-1997		Cycle 3, 1998-1999		Comparaisons significatives*		
	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	Cycle 1-Cycle 2	Cycle 2-Cycle 3	Cycle 1-Cycle 3
Total									
12 à 14 ans	2,7 [‡]	1,1 - 4,2	1,7 [†]	1,1 - 2,3	2,3 [§]	0,8 - 3,8			
15 à 19 ans	9,2	7,1 - 11,3	5,5	4,1 - 6,8	4,2 [†]	2,7 - 5,8	1 > 2		1 > 3
20 à 24 ans	6,8	5,0 - 8,6	4,9	3,9 - 5,9	7,2	5,2 - 9,2		3 > 2	
25 à 44 ans	5,8	5,1 - 6,6	5	4,5 - 5,6	5,2	4,5 - 5,8			
45 à 64 ans	4,7	3,9 - 5,4	3,7	3,2 - 4,2	3,8	3,1 - 4,5	1 > 2		
65 ans et plus	2,3	1,7 - 2,9	1,5	1,1 - 1,9	2,2	1,5 - 2,9			
Femmes									
12 à 14 ans	2,6 [§]	0,7 - 4,5	2,5 [†]	1,4 - 3,6	3 [§]	0,0 - 5,9			
15 à 19 ans	12,5	9,1 - 15,8	8,3	5,9 - 10,7	5 [†]	2,7 - 7,3	1 > 2		1 > 3
20 à 24 ans	9,1	6,0 - 12,1	6,9	5,2 - 8,6	9,9	6,7 - 13,1		3 > 2	
25 à 44 ans	8,4	7,2 - 9,6	6,6	5,8 - 7,5	7,2	6,0 - 8,4	1 > 2		
45 à 64 ans	6,1	4,9 - 7,4	4,8	4,0 - 5,6	4,9	3,8 - 6,0	1 > 2		
65 ans et plus	2,9	2,0 - 3,8	1,5 [†]	1,0 - 2,0	2,5 [†]	1,5 - 3,5	1 > 2		
Hommes									
12 à 14 ans	2,7 [§]	0,2 - 5,2	0,9 [§]	0,2 - 1,5	1,6 [§]	0,0 - 3,2			
15 à 19 ans	6,2 [†]	3,5 - 8,8	2,8 [†]	1,8 - 3,8	3,5 [‡]	1,3 - 5,6	1 > 2		
20 à 24 ans	4,3 [†]	2,5 - 6,2	3 [†]	1,8 - 4,2	4,5 [‡]	2,1 - 6,9			
25 à 44 ans	3,2	2,5 - 4,0	3,4	2,7 - 4,1	3,1	2,4 - 3,9			
45 à 64 ans	3,2	2,1 - 4,2	2,5	1,9 - 3,1	2,7	1,9 - 3,5			
65 ans et plus	1,6 [†]	0,8 - 2,3	1,5 [†]	0,8 - 2,2	1,8 [‡]	0,1 - 2,7			

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999, échantillon longitudinal, fichier Santé

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

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

[§] Coefficient de variation de plus de 33,3 %

* $p \leq 0,05$; valeur critique corrigée tenant compte des comparaisons multiples

Tableau B

Incidence sur deux et sur quatre ans d'un épisode dépressif, selon certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile de sexe féminin de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris

	Incidence sur deux ans		Incidence sur quatre ans		Comparaisons significatives*	
	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	Incidence sur deux ans	Incidence sur quatre ans
Caractéristiques personnelles						
Âge						
12 à 14 ans	§	§	§	§		
15 à 19 ans	7,9†	4,8 - 10,9	7,2†	3,8 - 10,6	> 65 ans et plus	> 65 ans et plus
20 à 24 ans	5,1†	2,9 - 7,3	8,4‡	3,6 - 13,3	> 65 ans et plus	> 65 ans et plus
25 à 44 ans	4,7	3,6 - 5,8	4,4	3,5 - 5,4	> 65 ans et plus	> 65 ans et plus
45 à 64 ans	3,7	2,6 - 4,7	3,2†	2,0 - 4,4	> 65 ans et plus	> 65 ans et plus
65 ans et plus	1,3‡	0,6 - 1,9	1,6‡	0,6 - 2,6		
État matrimonial						
Mariée††	3,7	3,1 - 4,3	3,8	2,9 - 4,6		
Jamais mariée	6,3	4,4 - 8,2	5†	3,2 - 6,8	> mariée; mariée antérieurement	
Mariée antérieurement	3,4†	2,1 - 4,6	4†	2,5 - 5,6		
Niveau de scolarité						
Pas de diplôme d'études secondaires	5,0	3,7 - 6,2	4,3	2,9 - 5,7		
Diplôme d'études secondaires	5,2	3,5 - 6,9	2,6†	1,5 - 3,7		
Certains études postsecondaires	3,8	2,5 - 5,1	4	2,8 - 5,2		
Diplôme d'études postsecondaires	3,5	2,4 - 4,5	4,9	3,3 - 6,4		
Revenu inadéquat						
Non	3,9	3,2 - 4,7	3,6	2,8 - 4,4		
Oui	5,3	3,9 - 6,7	5,1‡	3,2 - 7,1		
Vit seule						
Non	4,6	3,8 - 5,3	4,3	3,4 - 5,1		> oui
Oui	2,4†	1,5 - 3,3	3,1†	1,9 - 4,3		
Activité principale						
Travaille	4,5	3,6 - 5,5	4,8	3,6 - 6,0		> retraitée
Étudie	6,9‡	2,8 - 11,0	4,6‡	1,6 - 7,6		
Retraitée	1,8‡	0,8 - 2,7	2,2‡	1,0 - 3,3		
Malade ou handicapée	§	§	§	§		
Prend soin de quelqu'un	4,1†	2,7 - 5,5	3,1†	1,9 - 4,3		
Avait un emploi au cours des 12 derniers mois	§	§	§	§		
N'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois	§	§	§	§		
Comportements qui influent sur la santé						
Usage du tabac						
Fume quotidiennement	6,8	4,9 - 8,6	5,8	4,3 - 7,4	> non-fumeur	> non-fumeur
Fume à l'occasion	§	§	§	§		
Non-fumeur	3,7	3,0 - 4,3	3,6	2,8 - 4,4		
Consommation d'alcool††						
Non	4,3	3,6 - 5,0	4	3,3 - 4,7		
Oui	§	§	§	§		
Problèmes de santé chroniques						
Maux de dos, hypertension, migraine et(ou) ulcère§§						
Non	3,9	3,2 - 4,6	3,7	2,8 - 4,6	> non	> non
Oui	5,3	3,9 - 6,8	5,2	3,9 - 6,5		
Arthrite, emphysème, diabète et(ou) glaucome§§						
Non	4,2	3,5 - 4,9	4,2	3,3 - 5,0		
Oui	4,7†	3,1 - 6,2	3,9†	2,4 - 5,4		
Maladie cardiaque, accident vasculaire cérébral, cancer et(ou) incontinence§§						
Non	4,4	3,7 - 5,1	4,2	3,4 - 4,9		
Oui	3,4‡	1,6 - 5,2	3,6‡	1,8 - 5,4		
Ressources sociales						
Faible soutien émotionnel						
Non	4,2	3,5 - 4,9	3,8	3,0 - 4,5		
Oui	5,1†	3,2 - 7,0	6,4†	3,7 - 9,1		
Faible engagement social						
Non	3,8	2,9 - 4,6	3,1	2,2 - 3,9		> non
Oui	4,9	3,9 - 5,8	5,2	4,1 - 6,4		
Ressources psychologiques						
Faible estime de soi						
Non	3,5	2,8 - 4,3	3,6	2,7 - 4,5		
Oui	5,1	4,0 - 6,1	4,6	3,4 - 5,8	> non	
Faible sentiment de contrôle						
Non	2,6	1,8 - 3,3	3,3	2,4 - 4,2		
Oui	5,8	4,8 - 6,9	4,7	3,7 - 5,8	> non	> non

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999, échantillon longitudinal, fichier Santé

Nota : Les résultats se fondent sur les données recueillies auprès de 5 879 femmes. De ce groupe, 8 % (n = 468) ont vécu un épisode dépressif avant l'entrevue de 1996-1997 ou celle de 1998-1999. L'incidence sur deux ans correspond au pourcentage de répondantes qui n'ont pas vécu un épisode dépressif durant l'année précédant l'entrevue de 1994-1995 mais qui en ont vécu un durant l'année précédant l'entrevue de 1996-1997. L'incidence sur quatre ans correspond au pourcentage de répondantes qui n'ont pas vécu un épisode dépressif durant l'année précédant l'entrevue de 1994-1995 ou celle de 1996-1997 mais qui en ont vécu un durant l'année précédant l'entrevue de 1998-1999.

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

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

§ Coefficient de variation de plus de 33,3 %

†† Comprend les conjoints de fait et toute personne vivant avec un ou une partenaire

‡‡ Toutes les deux semaines, en moyenne

§§ Un problème de santé chronique ou plus

* p < 0,05; valeur critique corrigée tenant compte des comparaisons multiples

Tableau C
Incidence sur deux et sur quatre ans d'un épisode dépressif, selon certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile de sexe masculin de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris

	Incidence sur deux ans		Incidence sur quatre ans		Comparaisons significatives*	
	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	Incidence sur deux ans	Incidence sur quatre ans
Caractéristiques personnelles						
Âge						
12 à 14 ans	§	§	§	§		
15 à 19 ans	§	§	§	§		
20 à 24 ans	§	§	§	§		
25 à 44 ans	2,9 †	1,7 - 4,2	2,2 †	1,5 - 2,9		
45 à 64 ans	1,8 †	0,9 - 2,6	1,8 †	0,8 - 2,8		
65 ans et plus	1,8 †	0,7 - 2,8	§	§		
État matrimonial						
Marié††	2,6 †	1,7 - 3,4	2	1,4 - 2,6		
Jamais marié	2,3 †	1,2 - 3,3	2,4 †	1,4 - 3,5		
Marié antérieurement	§	§	§	§		
Niveau de scolarité						
Pas de diplôme d'études secondaires	2,7 †	1,4 - 4,1	2,3 †	1,3 - 3,3		
Diplôme d'études secondaires	§	§	§	§		
Certains études postsecondaires	2,8 †	1,8 - 3,8	2,5 †	1,2 - 3,8		
Diplôme d'études postsecondaires	1,6 †	0,8 - 2,4	2 †	1,2 - 2,8		
Revenu inadéquat						
Non	2,2	1,5 - 2,9	2,2	1,6 - 2,7		
Oui	§	§	2,9 †	1,4 - 4,4		
Vit seul						
Non	2,6	1,8 - 3,3	2,1	1,6 - 2,7		
Oui	2,1 †	0,9 - 3,2	2,4 †	1,1 - 3,8		
Activité principale						
Travaille	2,3 †	1,5 - 3,2	1,7	1,2 - 2,3		
Étudie	§	§	6,3 †	2,3, 10,2		
Retraité	1,6 †	0,6 - 2,6	§	§		
Malade ou handicapé	§	§	§	§		
Prend soin de quelqu'un	§	§	§	§		
Avait un emploi au cours des 12 derniers mois	§	§	§	§		
N'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois	§	§	§	§		
Comportements qui influent sur la santé						
Usage du tabac						
Fume quotidiennement	4,1 †	2,3 - 6,0	3,2 †	1,9 - 4,5		
Fume à l'occasion	§	§	§	§		
Non-fumeur	1,9 †	1,2 - 2,6	1,9	1,3 - 2,5		
Consommation d'alcool‡‡						
Non	2,3	1,7 - 2,9	2,1	1,6 - 2,6		
Oui	§	§	§	§		
Problèmes de santé chroniques						
Maux de dos, hypertension, migraine et(ou) ulcère§§						
Non	2,1 †	1,4 - 2,8	2,1	1,5 - 2,8		
Oui	3,9 †	1,9 - 5,9	2,2 †	1,2 - 3,2		
Arthrite, emphysème, diabète et(ou) glaucome§§						
Non	2,4	1,6 - 3,2	2	1,5 - 2,6		
Oui	3,2 †	1,4 - 5,0	3 †	1,1 - 5,0		
Maladie cardiaque, accident vasculaire cérébral, cancer§§ et(ou) incontinence						
Non	2,5	1,8 - 3,2	2,3	1,7 - 2,8		
Oui	§	§	§	§		
Ressources sociales						
Faible soutien émotionnel						
Non	2,1 †	1,4 - 2,8	2,4	1,8 - 3,0		> oui
Oui	4,1 †	2,0 - 6,2	1,3 †	0,5 - 2,1		
Faible engagement social						
Non	2,0 †	1,0 - 2,9	2,6 †	1,6 - 3,6		
Oui	2,9 †	1,9 - 3,9	1,8	1,2 - 2,4		
Ressources psychologiques						
Faible estime de soi						
Non	2,2 †	1,3 - 3,1	1,9 †	1,2 - 2,6		
Oui	2,9 †	1,9 - 3,9	2,5	1,7 - 3,2		
Faible sentiment de contrôle						
Non	1,8 †	0,9 - 2,7	2,3 †	1,5 - 3,1		
Oui	3,1 †	2,0 - 4,1	2,1	1,4 - 2,7		

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999, échantillon longitudinal, fichier Santé
Nota : Les résultats se fondent sur les données recueillies auprès de 4 693 hommes. De ce groupe, 4,2 % (n = 199) ont vécu un épisode dépressif avant l'entrevue de 1996-1997 ou celle de 1998-1999. L'incidence sur deux ans correspond au pourcentage de répondants qui n'ont pas vécu un épisode dépressif durant l'année précédant l'entrevue de 1994-1995 mais qui en ont vécu un durant l'année précédant l'entrevue de 1996-1997. L'incidence sur quatre ans correspond au pourcentage de répondants qui n'ont pas vécu un épisode dépressif durant l'année précédant l'entrevue de 1994-1995 ou celle de 1996-1997 mais qui en ont vécu un durant l'année précédant l'entrevue de 1998-1999.
† Coefficient de variation se situant entre 16,6 % et 25,0 %
‡ Coefficient de variation se situant entre 25,1 % et 33,3 %
§ Coefficient de variation de plus de 33,3 %
†† Comprend les conjoints de fait et toute personne vivant avec un ou une partenaire
‡‡ Toutes les deux semaines, en moyenne
§§ Un problème de santé chronique ou plus
* p ≤ 0,05; valeur critique corrigée tenant compte des comparaisons multiples

Définition des variables

Conformément à la méthode proposée par Kessler *et al.*⁶, l'Enquête nationale sur la santé de la population contient un sous-ensemble de questions de la *Composite International Diagnostic Interview* qui permettent de déterminer si la personne interrogée a vécu un *épisode dépressif majeur (EDM)*. Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif énumérés dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM-III-R)*²⁸.

Les numéros de question indiqués ici correspondent à ceux qui figurent dans la section sur la santé mentale du questionnaire de l'ENSP. Trois cheminements différents à travers ces questions sont possibles : « oui » à 2, puis 3 à 13; « non » à 2, « oui » à 16, puis 17 à 26 et « non » à 2 et « non » à 16.

- 2 « Au cours des 12 derniers mois, vous êtes-vous senti(e) triste, mélancolique ou déprimé(e) pour une période de deux semaines consécutives ou plus? »
(Oui - passer à 3; Non - passer à 16)
- 16 « Au cours des 12 derniers mois, vous est-il arrivé pendant une période de deux semaines ou plus de perdre intérêt pour la plupart des choses que vous aimiez faire ou auxquelles vous preniez généralement plaisir, comme le travail, un passe-temps ou toute autre chose? »
(Oui - passer à 17; Non - Fin)
- 3/17 « Pour les quelques questions suivantes, pensez à la période de deux semaines au cours des 12 derniers mois pendant lesquelles : 3. ces sentiments ont été les plus forts. »; « 17. vous avez perdu presque tout intérêt. »
« Pendant cette période, combien de temps : 3. ces sentiments duraient-ils habituellement? »; « 17. cette perte d'intérêt durait-elle habituellement? »
(Toute la journée; presque toute la journée; environ la moitié de la journée; moins la moitié de la journée)
- 4/18 « Combien de fois : 4. avez-vous éprouvé ces sentiments pendant ces deux semaines? »; « 18. vous êtes-vous senti(e) de cette façon pendant ces deux semaines? »
(Tous les jours; presque tous les jours; moins souvent)
- 5 « Pendant ces deux semaines, avez-vous perdu tout intérêt dans ce qui vous entoure? »
(Oui; Non)
- 6/19 Éprouviez-vous toujours de la fatigue ou un manque d'énergie? »
(Oui; Non)
- 7/20 « Avez-vous pris du poids, perdu du poids ou gardé le même poids? »
(Pris du poids; perdu du poids; gardé le même poids; suivait un régime)
- 8/21 « Combien de livres ou de kilogrammes avez-vous pris ou perdus? »
- 9/22 « Avez-vous eu plus de difficulté que d'habitude à trouver le sommeil? »
(Oui; Non)

10/23 « Combien de fois cela s'est-il produit? » (Chaque nuit; presque chaque nuit; moins souvent)

11/24 « Avez-vous eu beaucoup plus de difficulté à vous concentrer? » (Oui; Non)

12/25 « Pendant ces périodes, les gens se sentent abattus ou sentent qu'ils ne valent rien. Avez-vous éprouvé ces sentiments? » (Oui; Non)

13/26 « Avez-vous songé à la mort, soit à la vôtre, à celle d'une autre personne ou à la mort en général? » (Oui; Non)

On attribue une cote de 1 à toute réponse « Oui » aux questions à réponse « Oui/Non ». Pour les questions 8 et 21, on attribue une cote de 1 si la variation de poids est d'au moins 10 livres (4,5 kilogrammes). Pour les questions 10 et 23, on attribue une cote de 1 aux personnes qui disent avoir de la difficulté à s'endormir chaque nuit ou presque chaque nuit. Pour celles qui répondent « oui » à la question 2 et dont les symptômes duraient toute la journée ou presque toute la journée et se manifestaient chaque jour ou presque chaque jour, la cote maximale possible est de 8. Pour celles qui répondent « oui » à la question 16 et dont les symptômes duraient toute la journée ou presque toute la journée et se manifestaient chaque jour ou presque chaque jour, la cote maximale possible est de 7. La cote 0 est attribuée aux personnes qui répondent « non » aux questions 2 et 16.

Pour chaque personne, on totalise les cotes ainsi obtenues et on transforme le résultat en une probabilité estimative de diagnostic d'EDM. Aux fins de la présente étude, on considère qu'une personne a vécu un épisode dépressif majeur au cours des 12 mois précédents si l'estimation est égale ou supérieure à 0,9, autrement dit, si la probabilité de poser le diagnostic d'EDM est égale ou supérieure à 90 %. Pour obtenir une probabilité de 0,90, la personne observée doit obtenir une cote égale ou supérieure à 5 sur l'échelle de dépression. On classe dans la catégorie des personnes ayant vécu un nouvel EDM les personnes qui obtiennent une cote indicative d'un épisode dépressif avant l'entrevue de 1996-1997 ou de 1998-1999, mais non pour les 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 1994-1995.

Les caractéristiques personnelles visées par l'analyse sont l'âge, l'état matrimonial, le niveau de scolarité, le caractère adéquat du revenu, les modalités de logement et l'activité principale.

On a défini six groupes d'âge : de 12 à 14 ans, de 15 à 19 ans, de 20 à 24 ans, de 25 à 44 ans, de 45 à 64 ans et de 65 ans et plus.

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'enquête d'indiquer leur *état matrimonial* courant. Celles qui ont répondu « marié(e) », « vit en union libre » ou « vit avec un(e) conjoint(e) » sont regroupées dans la catégorie « marié(e) ». Celles qui ont répondu « célibataire » sont classées dans la catégorie « jamais marié(e) » et celles qui ont répondu « veuf ou veuve », « séparé(e) » ou « divorcé(e) » rentrent dans la catégorie « marié(e) antérieurement ».

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

Pour déterminer le *caractère adéquat du revenu*, on se fonde sur le

revenu du ménage et sur la taille de ce dernier. On qualifie le revenu du ménage d'inadéquat en fonction des critères suivants :

Revenu du ménage	Taille du ménage
Inférieur à 15 000 \$	Une ou deux personnes
Inférieur à 20 000 \$	Trois ou quatre personnes
Inférieur à 30 000 \$	Au moins cinq personnes

On a attribué le code « oui » à la variable *vit seul(e)* pour toute personne qui ne partage son ménage avec personne d'autre. Les catégories d'*activité principale*, qui sont mutuellement exclusives, sont les suivantes : personnes qui travaillaient au moment de l'enquête, personnes qui ont occupé un emploi au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue mais qui ne travaillaient pas au moment de cette dernière et personnes qui n'ont pas travaillé au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue. Aux fins de l'analyse multivariée, on a regroupé les personnes malades ou handicapées avec les personnes qui prennent soin de quelqu'un et on a regroupé dans la catégorie « ne travaille pas » les personnes qui avaient un emploi au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue mais qui ne travaillaient pas au moment de cette dernière et les personnes qui n'ont pas travaillé au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue.

Les *comportements qui influent sur la santé* incluent l'*usage du tabac* et la *consommation d'alcool*.

Pour déterminer la catégorie d'usage du tabac, on a posé la question : « Actuellement, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais? »

Pour évaluer la consommation d'alcool, on a posé la question : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous bu un verre de bière, de vin, de spiritueux ou toute autre boisson alcoolisée? » Aux personnes qui répondent « oui », on demande : « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous bu cinq verres ou plus d'alcool en une même occasion? » Les hommes qui ont déclaré avoir bu cinq verres ou plus d'alcool en une même occasion au cours de l'année qui précédait l'entrevue sont classés dans la catégorie des personnes faisant des excès occasionnels d'alcool. Pour les femmes, le seuil est fixé à au moins 26 occasions, soit toutes les deux semaines en moyenne. Les personnes qui disent ne pas avoir consommé d'alcool au cours des 12 derniers mois obtiennent une cote de « 0 » sur l'échelle d'évaluation de la consommation d'alcool.

Le questionnaire de l'enquête comprend des questions sur certains problèmes de santé de longue durée diagnostiqués par un professionnel de la santé, « problèmes de santé de longue durée » s'entendant d'un état qui persiste ou qui devrait persister six mois ou plus. On n'a retenu ici qu'un sous-ensemble de *problèmes de santé chroniques* que l'on a regroupés en trois grandes catégories. La première englobe les maux de dos, l'hypertension, la migraine et les ulcères. La deuxième comprend l'arthrite, l'emphysème, le diabète et le glaucome. La dernière regroupe la maladie cardiaque, l'accident vasculaire cérébral, le cancer et l'incontinence. Lors de l'entrevue de

1994-1995, l'intervieweur a lu une liste et coché toutes les réponses pertinentes. En 1996-1997 et en 1998-1999, l'intervieweur a demandé à la personne interrogée de répondre par « oui » ou « non » à l'énoncé de chaque état. Pour chaque groupe de problèmes de santé chroniques, on a fait la distinction entre les personnes n'en éprouvant aucun et celles en éprouvant un ou plusieurs.

Les *ressources sociales* incluent le soutien émotionnel perçu et l'engagement social. Quatre questions à réponse « oui/non » permettent d'évaluer le soutien émotionnel. Les personnes qui ont répondu « non » à au moins l'une de ces questions (16 %) sont classées dans la catégorie des personnes qui manquent de soutien social.

1. Avez-vous un confident ou une confidente, c'est-à-dire quelqu'un à qui vous pouvez parler de vos sentiments ou préoccupations intimes?
2. Connaissez-vous quelqu'un sur qui vous pouvez vraiment compter en cas de crise?
3. Connaissez-vous quelqu'un sur qui vous pouvez vraiment compter pour des conseils lorsque vous devez prendre des décisions personnelles importantes?
4. Connaissez-vous quelqu'un qui vous donne le sentiment d'être aimé(e) et choyé(e)?

Pour cet indice, la cohérence interne estimative est de 0,64.

L'évaluation de l'engagement social se fonde sur la fréquence de la participation aux activités d'associations ou d'organismes sans but lucratif et sur la fréquence de la participation à des services religieux au cours de la dernière année. On a posé la question : « Êtes-vous membre d'un organisme ou d'une association à but non lucratif, comme une association scolaire, un groupe confessionnel, un centre communautaire, une association ethnique, un club social, un regroupement de citoyens ou une société fraternelle? » (Oui; Non - passer à 3). En cas de réponse affirmative, on demande : (Question 2) — « Combien de fois avez-vous assisté aux réunions ou participé aux activités de ces groupes au cours des 12 derniers mois? Si vous êtes membre de plus d'un organisme, pensez à celui dans lequel vous êtes le(la) plus actif(ve). », à laquelle il fallait répondre au moyen d'une échelle à cinq points (« Au moins une fois par semaine », « au moins une fois par mois », « au moins trois ou quatre fois par année », « au moins une fois par année » et « jamais »).

On a aussi demandé à toutes les personnes interrogées : (Question 3) — « Au cours des 12 derniers mois, sans compter les occasions spéciales (comme les mariages, funérailles ou baptêmes), combien de fois avez-vous assisté à un service religieux ou à une cérémonie du culte? »

Les cotes attribuées aux réponses aux questions 2 et 3 varient de 0 (« jamais ») à 4 (« au moins une fois par semaine »). Aux personnes qui ont répondu « non » à la question 1, on a attribué une cote de 0 pour la question 2. Puis, pour chaque personne, on a totalisé les cotes, la valeur pouvant varier de 0 à 8. On a choisi la valeur médiane de la distribution transversale de 1994-1995 comme seuil de faible

engagement social (c'est-à-dire une cote inférieure à 3). Environ 52 % de répondants longitudinaux rentrent dans cette catégorie. Pour cet indice, la cohérence interne estimative est de 0,45.

Les *ressources psychologiques* englobent l'estime de soi et le sentiment de contrôle. L'estime de soi donne une idée de la « positivité » de l'opinion qu'une personne a d'elle-même²⁹. Au moyen d'une échelle à cinq points variant de « entièrement en désaccord » (cote de 0) à « tout à fait d'accord » (cote de 4), les personnes participant à l'ENSP ont évalué les énoncés suivants :

1. Vous estimez que vous avez un certain nombre de qualités.
2. Vous estimez qu'en tant que personne, vous valez autant que les autres.
3. Vous pouvez faire les choses aussi bien que la plupart des autres personnes.
4. Vous avez une attitude positive face à vous-même.
5. Dans l'ensemble, vous êtes satisfait(e) de vous-même.
6. Tout compte fait, vous avez tendance à vous considérer un(e) raté(e) (inversion de la cote).

On considère les personnes dont la cote est inférieure à la médiane de la distribution transversale (cote de 20) (54 %) comme ayant une faible estime de soi. L'estimation de la cohérence interne de l'échelle est de 0,84.

Le sentiment de contrôle donne une idée de la mesure dans laquelle une personne estime qu'elle exerce un contrôle sur sa vie³⁰. Au moyen d'une échelle à cinq points allant de « tout à fait d'accord » (cote de 0) à « entièrement en désaccord » (cote de 4), les participants à l'enquête ont évalué les énoncés suivants :

1. Vous avez peu de contrôle sur ce qui vous arrive.
2. Vous ne pouvez vraiment rien faire pour résoudre certains de vos problèmes.
3. Vous ne pouvez pas faire grand chose pour changer bien des choses importantes dans votre vie.
4. Vous vous sentez souvent impuissant(e) face aux problèmes de la vie.
5. Vous trouvez parfois que vous vous faites malmener dans la vie.
6. Ce que votre avenir renferme dépend surtout de vous-même. (Inversion de la cote).
7. Vous pouvez réaliser à peu près tout ce que vous décidez de faire. (Inversion de la cote).

Les personnes dont la cote est inférieure à la médiane de la distribution transversale de 1994-1995 (cote de 20) sont considérées comme ayant un faible sentiment de contrôle. La cohérence interne estimative de l'échelle est de 0,75.

L'inégalité des revenus et la mortalité chez les personnes en âge de travailler au Canada et aux États-Unis

Faits saillants

- En général, l'inégalité des revenus et la mortalité observées pour les provinces et régions métropolitaines du Canada sont plus faibles que celles enregistrées pour les États et les régions métropolitaines des États-Unis.
- Au Canada, on n'observe de lien entre l'inégalité des revenus et la mortalité au niveau ni de la province ni de la région métropolitaine. En revanche, l'association est forte aux États-Unis.
- La présente comparaison entre le Canada et les États-Unis donne à penser que l'environnement urbain est plus propice à un bon état de santé au Canada qu'aux États-Unis.

L'étude de grands groupes de personnes dans les pays industrialisés montre que celles qui se situent en haut de l'échelle de statut socioéconomique (SSE) (par exemple, niveaux élevés de revenu et de scolarité) se disent en meilleure santé que celles qui appartiennent aux groupes de statut socioéconomique plus faible. Les personnes bien nanties sont également moins susceptibles d'être malades et de mourir prématurément que les personnes plus pauvres. Ainsi, le lien entre le statut socioéconomique et la santé, qui est l'une des corrélations les plus souvent mentionnées dans les rapports d'études épidémiologiques, résiste à l'épreuve du temps et s'observe dans tous les pays du monde.

Étant donné ce lien sur le plan individuel, les pays les plus riches devraient vraisemblablement posséder aussi les populations dont la santé est la plus florissante (si l'on s'en tient à l'espérance de vie ou aux taux comparatifs de mortalité). Pourtant, les chercheurs qui ont étudié le lien entre le produit national brut (PNB) par habitant et la mortalité ont observé une baisse de la mortalité parallèle à la hausse du PNB avant tout aux niveaux les plus faibles de PNB^{1,2}.

Entre 5 000 \$ et 10 000 \$ par habitant (dollars US de 1991)³, l'augmentation de l'espérance de vie est d'environ trois ans. Au-delà de 10 000 \$, le gain d'espérance de vie est très faible. L'espérance de

vie dans les pays où les revenus sont les plus élevés, dont les États-Unis et l'Allemagne, n'est pas aussi grande que dans les pays où les revenus sont considérés comme étant moyens-supérieurs, comme

Méthodologie

Source des données

Données américaines. Les données sur la mortalité pour les 50 États américains proviennent du site Web Wonder des *Centers for Disease Control (CDC)*. Une moyenne sur trois ans (de 1989 à 1991) des taux de mortalité selon l'État, le sexe et l'âge a été calculée pour produire des estimations plus stables. La proportion des revenus globaux qui correspond à la part médiane ainsi que la valeur du revenu médian ont été calculées d'après les données du recensement américain de 1990 et publiées dans un article antérieur³. Les taux de mortalité dans les régions métropolitaines et les pourcentages correspondant à la part médiane des revenus sont ceux publiés par Lynch et ses collègues⁴.

Données canadiennes. Les données sur l'inégalité des revenus au Canada proviennent du fichier de microdonnées du Recensement du Canada de 1991. Les données sur la mortalité sont fondées sur les moyennes sur trois ans (de 1990 à 1992) selon la province, le sexe et le groupe d'âge, et selon la région métropolitaine et le groupe d'âge.

Techniques d'analyse

Le lien entre l'inégalité des revenus et la mortalité des personnes en âge de travailler a été étudié dans 50 États américains et 10 provinces canadiennes, ainsi que dans 282 régions métropolitaines américaines et 53 régions métropolitaines canadiennes comptant plus de 50 000 habitants (données de 1990 pour les États-Unis et de 1991 pour le Canada). Tous les taux de mortalité sont les taux comparatifs calculés en prenant pour référence la population du Canada en 1991. Les liens ont été examinés séparément selon les groupes âge-sexe suivants pour les États américains et les provinces canadiennes : nourrissons (moins d'un an), enfants et jeunes (de 1 à 24 ans), hommes en âge de travailler (de 25 à 64 ans), femmes en âge de travailler (de 25 à 64 ans), hommes âgés (65 ans et plus) et femmes âgées (65 ans et plus). Pour les régions métropolitaines, les groupes d'âge sont les mêmes, mais les données ventilées selon le sexe pour les États-Unis n'étaient pas disponibles. L'étude des corrélations et la régression pondérée sont les principales techniques d'analyse utilisées.

Limites

La nature transversale de l'étude ne permet pas de déterminer s'il existe une relation de cause à effet entre l'inégalité des revenus et la mortalité. Par contre, elle donne à penser qu'en Amérique du Nord, un lien contemporain existe entre la mortalité et certains éléments de la trame sociale des lieux où existent des disparités. Le plan de sondage est également de nature « écologique » en ce sens qu'il vise à comparer les attributs de populations définies géographiquement (les taux de mortalité et les mesures de l'inégalité des revenus sont fondamentalement des caractéristiques de populations) plutôt que ceux de personnes. Une autre méthode, qui nécessite plus de données, consisterait à considérer l'état de santé individuel comme une fonction simultanée des attributs personnels des personnes et des caractéristiques du contexte social.

Ce genre d'analyse, fondée sur les liens entre variables, pose toujours le risque qu'une troisième variable joue un rôle important dans le lien observé. Par exemple, les analyses présentées ici n'excluent pas la possibilité que les régions où l'inégalité des revenus est prononcée soient aussi des régions où la dispersion des niveaux de scolarité est forte.

Définitions

L'*inégalité* des revenus est déterminée par la 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 ne reçoit rien et la moitié supérieure reçoit la totalité des revenus; si l'égalité est parfaite, la moitié inférieure de l'échelle de répartition des revenus reçoit 50 % du total des revenus et la valeur de la part médiane de la région géographique est alors de 0,50. Dans cette fourchette allant de 0 à 0,50, la répartition des revenus est d'autant plus uniforme que la valeur de la part médiane est élevée.

Les *revenus* englobent les revenus de tous les membres des ménages reçus sous forme de traitements et salaires, de revenus nets tirés d'un travail autonome, de paiements de transfert des administrations publiques et de revenus de placement, avant déduction de l'impôt sur le revenu.

l'Islande ou la Grèce. Par contre, dans ces pays où les revenus sont élevés, il existe un lien entre l'inégalité des revenus et le taux moyen de mortalité.

Or, selon ces résultats, l'élément qui semble vraiment influencer sur la mortalité et la santé d'une société industrialisée n'est pas tant le niveau absolu de revenu de cette société que le degré d'uniformité de la répartition de ce revenu. Diverses études des données sur différents pays^{1,2}, sur les États-Unis⁴ et sur les régions métropolitaines américaines⁵ appuient cette idée.

Deux grandes écoles de pensée illustrent les raisons pour lesquelles la répartition des revenus dans une région particulière peut avoir un effet sur la santé de la population qui l'habite. Selon la théorie *psychosociale*, la perception du rang occupé dans l'échelle sociale est le mécanisme par lequel l'inégalité des revenus agit sur la santé. Les interactions sociales des personnes qui sont au bas de l'échelle des revenus peuvent être empreintes de plus d'anxiété et de honte que celles des personnes qui se situent à un échelon plus élevé de l'échelle sociale. Au fil du temps, de telles émotions négatives peuvent se traduire par un moins bon état de santé causé par les réactions biologiques de l'organisme au stress chronique. En revanche, selon la théorie *néomatérialiste*, les effets de l'inégalité des revenus sur la santé tiennent principalement au « cumul différentiel d'expositions et d'expériences qui ont pour origine le monde matériel »⁶. Selon cette théorie, les effets néfastes pour la santé résultent du sous-investissement dans les ressources sociales, comme l'éducation et les services de santé, dans les sociétés qui tolèrent des écarts importants entre les niveaux de revenu des riches et des pauvres.

Ces deux mécanismes sont peut-être interreliés. Les différents niveaux d'inégalité des revenus peuvent être liés à des situations sociales pouvant mener à l'établissement d'un environnement nuisible à la santé au foyer, au travail et dans la collectivité. Ces environnements sont défavorisés du point de vue tant matériel que social, mais les effets psychosociaux de l'exposition à ces conditions sont exacerbés dans les endroits où le revenu est confortable dans l'ensemble, mais plus inégalement réparti. Les personnes qui se situent au bas d'une

hiérarchie sociale très prononcée souffrent de façon disproportionnée d'être exposées de jour en jour, d'année en année, à un environnement néfaste pour la santé. Qui plus est, la santé psychosociale de ces personnes se détériore d'autant plus si elles sont effectivement conscientes que d'autres réussissent à échapper à ce genre d'environnement ou tout bonnement à l'éviter⁷.

Fondée sur un article de recherche publié récemment⁸, la présente analyse décrit le lien entre l'inégalité des revenus et la mortalité chez les personnes en âge de travailler au Canada et aux États-Unis. Cette comparaison entre les deux pays est une reconnaissance du fait que leurs citoyens subissent des influences culturelles comparables. Malgré ces similarités, des divergences historiques importantes subsistent toutefois entre le Canada et les États-Unis au chapitre de la politique sociale, de la composition ethnique et du fossé entre les riches et les pauvres.

Les liens entre l'inégalité des revenus et la mortalité chez les personnes en âge de travailler ont été étudiés dans 50 États américains et 10 provinces canadiennes, ainsi que dans 282 régions métropolitaines américaines et 53 régions métropolitaines canadiennes comptant chacune plus de 50 000 habitants (chiffres de population de 1990 pour les États-Unis et de 1991 pour le Canada) (voir *Méthodologie*).

La population en âge de travailler (personnes de 25 à 64 ans) est ici au cœur de l'analyse, essentiellement car ce sont les personnes à l'égard desquelles le lien entre l'inégalité des revenus et la mortalité est le plus marqué⁸. Au moins deux théories connexes pourraient expliquer l'effet prononcé de l'inégalité des revenus sur la mortalité des personnes en âge de travailler. Selon la première, cette période de la vie est celle durant laquelle une personne est le plus susceptible de prendre conscience de sa situation sociale. Cette théorie concorde avec l'hypothèse selon laquelle les perceptions de la situation sociale relative agissent sur les fonctions physiologiques par la voie d'effets psychologiques. Selon la deuxième théorie, une personne qui atteint l'âge de travailler a eu l'occasion d'être exposée à une « dose » raisonnable d'aspects

matériels des inégalités sociales qui ont des répercussions sur la santé⁷.

États et provinces

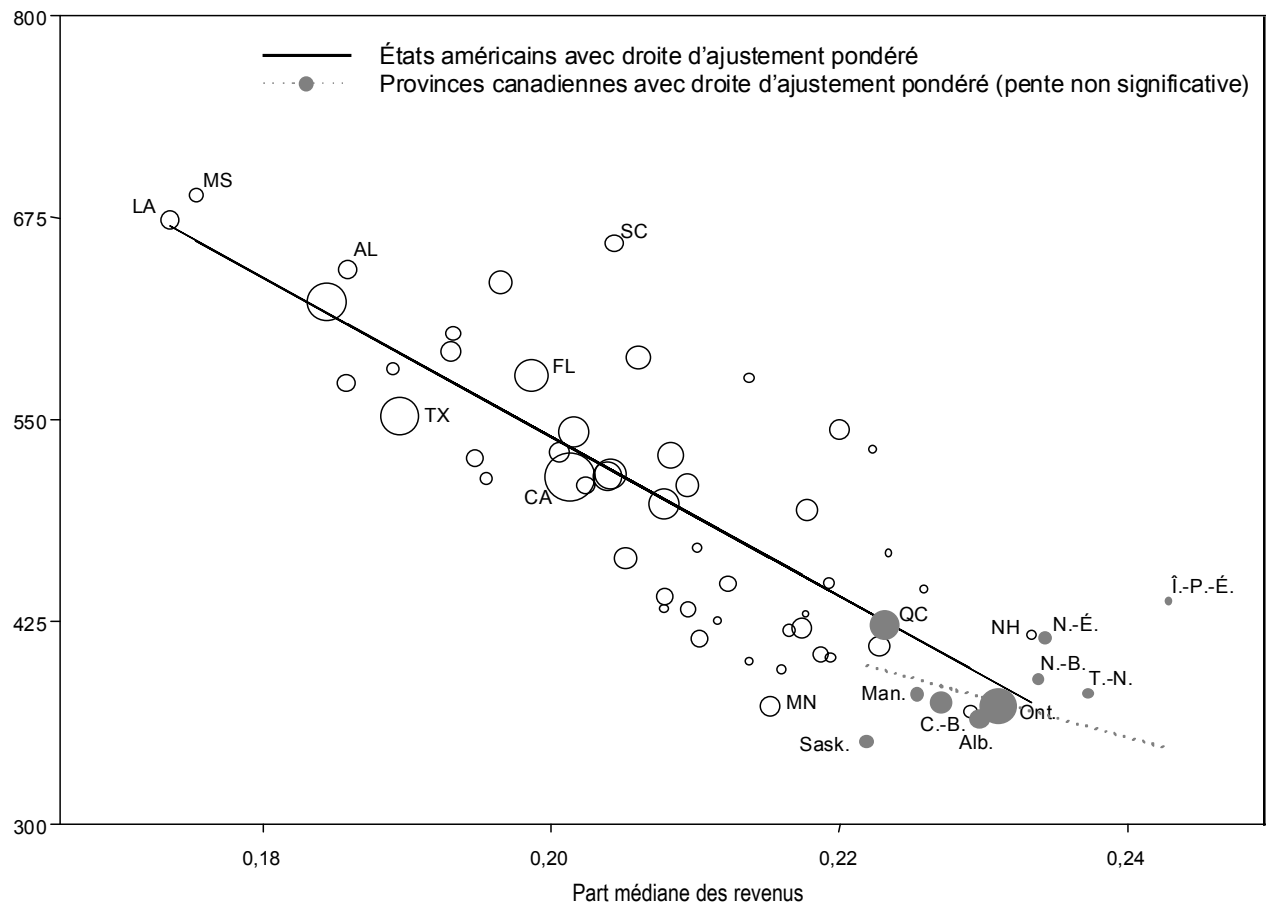
Le graphique 1 montre les résultats regroupés pour les États américains et les provinces canadiennes. Aux États-Unis, la valeur de la part médiane des revenus varie de 0,17 (égalité des revenus la moins grande) en Louisiane à 0,23 (égalité la plus grande) au New Hampshire, tandis qu'au Canada, elle varie de 0,22 (égalité la moins grande) en Saskatchewan à 0,24 (égalité la plus grande) à l'Île-du-Prince-Édouard (graphique 1). L'axe vertical du graphique

représente le taux comparatif de mortalité des hommes en âge de travailler pour 100 000 habitants et l'axe horizontal, la mesure de l'inégalité des revenus exprimée en « part médiane ». Les cercles vides représentent les États américains, et les cercles pleins, les provinces canadiennes. Pour chaque État ou province, la surface du cercle est proportionnelle à la taille de la population. Le chevauchement entre les États américains et les provinces canadiennes est faible en ce qui concerne l'inégalité des revenus, puisque seul le Wisconsin, le Vermont, l'Utah et le New Hampshire présentent des niveaux d'inégalité comparables à ceux observés pour les provinces

Graphique 1

Taux de mortalité[†] de la population de 25 à 64 ans des provinces canadiennes et des États américains, selon la part du total des revenus des ménages de la province ou de l'État qui revient aux ménages dont le revenu est inférieur à la médiane, 1991 (Canada) et 1990 (États-Unis)

Nombre de décès pour 100 000 habitants de 25 à 64 ans



Sources des données : Recensement du Canada de 1991; Base canadienne de données de l'état civil; Centers for Disease Control

[†] Taux comparatifs calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991.

canadiennes. En tant que groupe, ces dernières donnent presque l'impression d'être une extension plus équilibrée des États américains, caractérisée par une mortalité et une inégalité des revenus plus faibles.

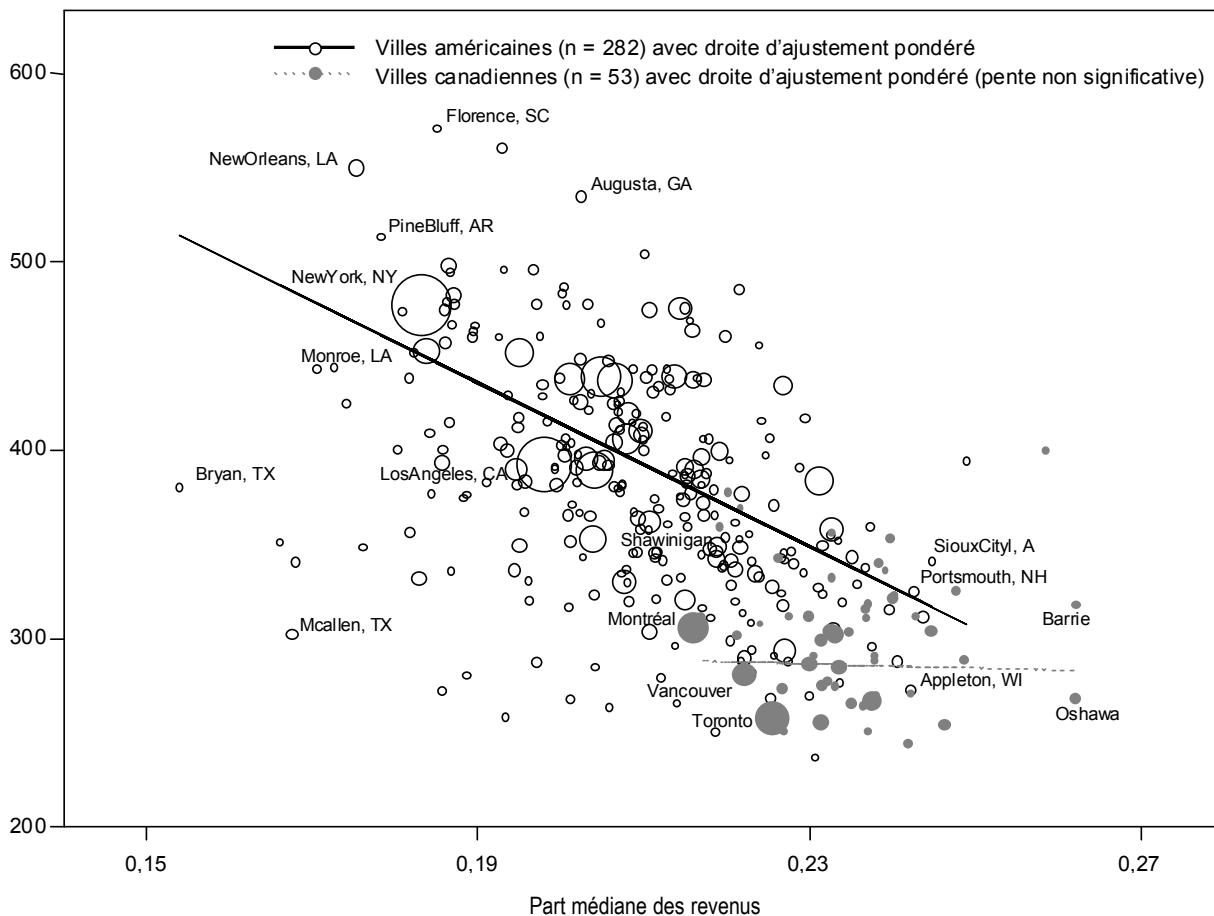
L'ensemble des 60 points du graphique témoigne d'un lien très marqué entre l'inégalité des revenus et la mortalité en Amérique du Nord pour les provinces canadiennes et les États américains confondus. Ce lien est le plus marqué parmi les populations en âge de travailler, particulièrement chez les hommes, et ce, en comparaison aux groupes des nourrissons,

des jeunes et des personnes âgées. L'analyse séparée des données sur le Canada et les États-Unis révèle néanmoins des écarts significatifs. La droite pentue en trait plein qui passe par les observations tracées pour les États-Unis représente une relation statistique linéaire significative. En revanche, le seul examen des points de données tracés pour le Canada ne révèle aucun lien statistiquement significatif entre l'inégalité des revenus et la mortalité quel que soit le groupe d'âge, d'autant plus que le petit nombre d'observations limite grandement la possibilité de déceler quelque lien.

Graphique 2

Taux de mortalité[†] de la population de 25 à 64 ans des régions métropolitaines canadiennes et américaines, selon la part du total des revenus des ménages qui revient, dans les régions métropolitaines, aux ménages dont le revenu est inférieur à la médiane, 1991 (Canada) et 1990 (États-Unis)

Nombre de décès pour 100 000 habitants de 25 à 64 ans



Sources des données : Recensement du Canada de 1991; Base canadienne de données de l'état civil; Centers for Disease Control

[†] Taux comparatifs calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991.

Régions métropolitaines

Le graphique 2 présente des données comparables qui correspondent aux régions métropolitaines américaines et canadiennes. La population des 282 régions métropolitaines américaines varie de 56 700 habitants (Enid, Oklahoma) à 18 087 300 habitants (New York, New York), la médiane étant de 242 800. La population des 53 régions métropolitaines du Canada varie de 50 200 habitants (Saint-Hyacinthe, Québec) à 3 893 000 habitants (Toronto, Ontario), la médiane étant de 116 100 habitants. Le plus grand nombre de points de données permettra ici d'accroître la validité statistique des observations. Ainsi, aux États-Unis, la valeur de la part médiane des revenus varie de 0,15 (égalité la moins grande) pour Bryan, au Texas, à 0,25 (égalité la plus grande) pour Jacksonville, en Caroline du Nord. Au Canada, la fourchette va de 0,22 (égalité la moins grande) pour Montréal, au Québec, à 0,26 (égalité la plus grande) pour Barrie, en Ontario.

Comme pour les États et les provinces, l'analyse montre que le lien entre l'inégalité des revenus et la mortalité est fort pour l'ensemble des 335 régions métropolitaines d'Amérique du Nord. Ce lien est également marqué pour les 282 régions métropolitaines américaines (cercles vides). En outre, une analyse multivariée, qui englobe aussi les revenus médians des régions métropolitaines, n'indique aucune variation de la force de ces liens. En revanche, l'examen indépendant des 53 régions métropolitaines canadiennes (cercles pleins) ne révèle aucun lien statistiquement significatif. Ce résultat contredit fortement les résultats des études menées jusqu'ici aux États-Unis et dans d'autres pays.

Mot de la fin

Considérés comme un tout, les États, les provinces et les régions métropolitaines d'Amérique du Nord présentent un lien marqué entre l'inégalité des revenus et la mortalité, principalement parmi les populations en âge de travailler. Quoiqu'il soit particulièrement accentué aux États-Unis, un tel lien n'est toutefois guère observé au Canada. La juxtaposition des politiques canadiennes et américaines dans ces analyses force à se demander quelles sont les différences entre les conjonctures sociales et

matérielles des deux pays qui semblent amoindrir le lien entre l'inégalité des revenus et la mortalité au Canada comparativement aux États-Unis.

La façon dont sont réparties les ressources, comme les services de santé et les services d'enseignement de haute qualité, est un facteur important de différenciation entre les deux pays. Aux États-Unis, la répartition de ces ressources se fait généralement selon les mécanismes du marché, si bien que leur utilisation a tendance à être associée à la capacité de payer; au Canada, elles sont financées par le secteur public et offertes à tous. Par conséquent, aux États-Unis, le revenu personnel, au sens aussi bien relatif qu'absolu, est un déterminant beaucoup plus important qu'au Canada des chances d'une personne, par conséquent, de sa « chance d'être en bonne santé ».

Les régions métropolitaines américaines diffèrent aussi des régions métropolitaines canadiennes en ce qui concerne l'importance de l'inégalité économique et sociale. Selon une des théories envisagées, les villes américaines ont tendance à posséder des régions où l'affluence et la pauvreté sont beaucoup plus concentrées que dans les villes canadiennes. La possibilité qu'une telle ségrégation résidentielle urbaine influe sur la santé est constamment au cœur d'études comparatives entre le Canada et les États-Unis.

Toutes ces observations soulèvent des questions intéressantes quant à la trame de la société canadienne, notamment la nature des environnements urbains qui semblent mettre les agglomérations canadiennes à l'abri des liens contradictoires observés entre l'inégalité des revenus et la mortalité, si manifestement dévoilés par les données américaines. ●

Pour plus de renseignements, s'adresser à Michael Wolfson (613 951-8216; wolfson@statcan.ca), Direction de la statistique sociale et des institutions, Statistique Canada.

Références

1. G.B. Rodgers, « Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-section analysis », *Population Studies*, 33, 1979, p. 343-351.
2. R.G. Wilkinson, « Income distribution and life expectancy », *British Medical Journal*, 304, 1992, p. 165-168.
3. World Bank, *World Development Report 1993: Investing in Health*, New York, Oxford University Press, 1993.
4. G.A. Kaplan, E. Pamuk, J.W. Lynch *et al.*, « Income inequality and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways », *British Medical Journal*, 312, 1996, p. 999-1003.
5. J.W. Lynch, G.A. Kaplan, E.R. Pamuk *et al.*, « Income inequality and mortality in metropolitan areas of the United States », *American Journal of Public Health*, 1998, p. 1074-1080.
6. J.W. Lynch, G. Davey Smith, G.A. Kaplan *et al.*, « Income inequality and health: A neo-material interpretation », *British Medical Journal*, 320, 2000 (sous presse).
7. N.A. Ross, M.C. Wolfson et J.R. Dunn, « Why is mortality higher in unequal societies? Interpreting income inequality and mortality in Canada and the United States », publié sous la direction de P. Boyle, E. Moore, A. Gatrell *et al.*, *The Geography of Health Inequalities in the Developed World* (sous presse).
8. N.A. Ross, M.C. Wolfson, J.R. Dunn *et al.*, « Income inequality and mortality in Canada and the United States: A cross-sectional assessment using census data and vital statistics », *British Medical Journal*, 320, 2000 (sous presse).

Habitudes personnelles liées à la santé : tabac, alcool, activité physique et poids

Faits saillants

- La proportion de jeunes adultes de 20 à 24 ans qui s'adonnent à des activités physiques d'intensité au moins modérée durant leurs loisirs a augmenté de 1994-1995 à 1998-1999.
- La prévalence de l'usage de la cigarette est plus forte chez les adolescentes de 15 à 19 ans que chez les adolescents.
- La prévalence de l'abus d'alcool (consommation d'au moins cinq verres d'alcool en une occasion) a augmenté chez les jeunes hommes et les jeunes femmes de 1994-1995 à 1998-1999. Au moins 45 % de jeunes hommes de 20 à 24 ans ont dit consommer une quantité excessive d'alcool au moins une fois par mois en 1998-1999.

Les habitudes personnelles qui influent sur la santé ont des répercussions importantes à tout âge. Cependant, les décisions prises à l'adolescence et au début de l'âge adulte peuvent avoir des conséquences particulièrement sérieuses pour la santé future. Par exemple, la grande majorité des adultes qui fument quotidiennement commencent à le faire à l'adolescence¹. De surcroît, on a montré que plus une personne est jeune quand elle commence à fumer quotidiennement, plus ses chances sont faibles de renoncer au tabac à l'âge adulte et plus son accoutumance à la nicotine est forte¹. La proportion de jeunes qui adoptent des comportements à risque peut aussi différer de celle observée pour le reste de la population. Par exemple, alors que la prévalence de l'usage du tabac a diminué pour la population du Canada dans son ensemble, elle a augmenté chez les jeunes entre 1991 et 1994-1995².

On examine dans le présent article certains des résultats les plus récents de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1998-1999 en ce qui concerne les profils d'usage du tabac, d'abus d'alcool et d'activité physique, ainsi que la prévalence de l'obésité (voir *Méthodologie* et *Définitions*). L'examen des coefficients de variation (c.v.) et des écarts entre les proportions d'une période de référence à l'autre se fonde uniquement sur les données de l'ENSP et

les tests de vérification d'hypothèse tiennent compte des comparaisons multiples, à savoir 1994-1995 contre 1996-1997, 1994-1995 contre 1998-1999 et 1996-1997 contre 1998-1999. En outre, on se sert des données de l'Enquête santé Canada (ESC) de 1978-1979 et des cycles de 1985 et de 1991 de l'Enquête sociale générale (ESG) pour produire des données chronologiques sur l'usage du tabac et l'obésité. Les tableaux montrent les taux pour les

Méthodologie

Sources des données

Les données chronologiques sur l'abus d'alcool au moins une fois par mois ou au moins une fois par semaine, ainsi que sur l'activité physique au moins modérée proviennent des trois premiers fichiers de données transversales (Fichiers santé) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) (1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999) (voir *Annexe*). En plus des données de ces fichiers, on s'est servi des données de l'Enquête santé Canada (1978-1979) et de l'Enquête sociale générale (1985 et 1991) pour produire les valeurs chronologiques des taux d'usage courant et quotidien du tabac, ainsi que des taux d'excès de poids et d'obésité. On s'est basé, pour choisir les enquêtes, sur la comparabilité des données concernant l'usage occasionnel de la cigarette³. Pour une brève description de ces enquêtes, consulter la référence bibliographique n° 2. En outre, on a analysé les données du fichier longitudinal de l'ENSP couvrant la période de 1994-1995 à 1998-1999 pour déceler les personnes qui ont commencé à fumer et à abuser de l'alcool.

Techniques d'analyse

Toutes les données d'enquête analysées ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population du Canada. Le calcul des coefficients de variation (c.v.) pour les estimations de la prévalence, les comparaisons entre les taux de prévalence (1994-1995 contre 1996-1997; 1994-1995 contre 1998-1999; 1996-1997 contre 1998-1999) et le calcul de la valeur de p pour les rapports des cotes n'a été effectué que pour les données de l'ENSP par la méthode bootstrap d'estimation de la variance qui tient compte de la complexité du plan de sondage, comme la mise en grappes⁴⁻⁶. Les tests appliqués pour vérifier la signification statistique des écarts observés ont été corrigés selon méthode de Bonferroni pour tenir compte des comparaisons multiples (trois).

On a recouru à la régression logistique multiple pour déterminer quelles caractéristiques des personnes interviewées en 1994-1995 sont associées au fait d'avoir commencé à fumer ou à abuser de l'alcool dans l'intervalle entre cette période de référence et

1998-1999. L'analyse multivariée concernant les personnes qui ont commencé à fumer quotidiennement/l'occasion est limitée à celles qui avaient de 12 à 15 ans ou de 16 à 19 ans en 1994-1995 et qui avaient déclaré à l'époque « n'avoir jamais fumé ». En 1998-1999, ces personnes avaient soit commencé à fumer quotidiennement/occasionnellement ou étaient demeurées des non-fumeurs. Les modèles utilisés pour déceler les personnes qui avaient commencé à abuser de l'alcool mensuellement ou plus fréquemment en 1998-1999 ont été appliqués aux personnes qui, lors du premier cycle, avaient déclaré ne pas abuser de l'alcool ou le faire moins d'une fois par mois. Une définition comparable a été appliquée pour déceler les nouveaux cas d'abus d'alcool hebdomadaires ou plus fréquents.

Limites

L'analyse ne porte que sur les données provinciales. L'indice de masse corporelle (IMC) calculé pour déterminer les taux de personnes présentant un certain excès de poids et de personnes obèses ne s'applique généralement pas aux personnes de moins de 21 ans ou de plus de 65 ans, parce que les valeurs obtenues pour ces groupes d'âge ne sont pas considérées fiables. Cependant, les valeurs chronologiques fournissent des renseignements utiles sur les tendances observées pour ces sous-populations. L'IMC ne s'applique pas aux femmes enceintes, mais ces dernières n'ont pas été éliminées des fichiers de l'ESG parce qu'il était impossible de les repérer. La question posée pour obtenir les renseignements sur l'abus d'alcool n'était pas la même en 1994-1995 que pour les autres cycles. Cette année-là, on a demandé aux personnes interrogées combien de fois, au cours des deux derniers mois, elles avaient bu cinq verres ou plus d'alcool en une occasion, tandis qu'en 1996-1997 et en 1998-1999, on a demandé à quelle fréquence, au cours des 12 derniers mois, elles avaient bu cinq verres d'alcool ou plus en une occasion (par exemple, plus d'une fois par semaine, une fois par semaine, une fois par mois, etc.).

personnes de 15 ans et plus, selon le groupe d'âge. Cependant, l'analyse se concentre sur les jeunes Canadiens de 15 à 19 ans et de 20 à 24 ans.

Seules les données sur les provinces sont analysées ici. En outre, les valeurs de l'indice de masse corporelle observées à l'adolescence peuvent changer considérablement à l'âge adulte. Néanmoins, l'observation des tendances concernant l'obésité chez les adolescents et les jeunes adultes facilite la détermination des tendances globales.

Variations non significatives de l'usage du tabac chez les jeunes

Chez les jeunes de 15 à 19 ans et de 20 à 24 ans, garçons et filles confondus, les taux d'usage quotidien ainsi que courant de la cigarette ont peu varié entre les trois cycles de l'ENSP (1994-1995,

1996-1997, 1998-1999) (tableau 1). En outre, même s'il semble que la variation des taux observés séparément pour les garçons et les filles de ces groupes d'âge soient plus importantes, aucun écart n'est statistiquement significatif. Par exemple, chez les garçons de 15 à 19 ans, le taux d'usage « courant » de la cigarette a diminué de 5 points de pourcentage entre les premier et troisième cycles (28 % comparativement à 23 %), mais cet écart n'est pas statistiquement significatif. Pareillement, le taux d'usage courant de la cigarette chez les filles de 15 à 19 ans semble avoir légèrement augmenté entre les trois cycles de l'ENSP, mais les variations ne sont pas statistiquement significatives. Cependant, l'écart entre les taux observés pour les garçons et les filles lors du dernier cycle de l'ENSP est significatif, la proportion de filles qui fumaient étant de 32 % et la

Tableau 1

Usage du tabac, selon l'âge et le sexe, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1978-1979 à 1998-1999

	Usage courant du tabac [†]						Usage quotidien du tabac [‡]					
	1978-1979	1985	1991	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1978-1979	1985	1991	1994-1995	1996-1997	1998-1999
	%						%					
Les deux sexes												
Total	41	35	31	31	29 [§]	28 [§]	37	30	26	25	25	24 [§]
15 à 19 ans	38	27	23	28	29	28	33	20	16	20	22	22
20 à 24 ans	51	42	40	36	35	37	47	35	28	29	28	29
25 à 44 ans	45	39	36	37	33 [§]	33 [§]	41	34	31	31	29 [§]	28 [§]
45 à 64 ans	39	35	30	29	26	26 [§]	37	32	26	25	24	23
65 ans et plus	22	21	16	15	15	13	21	18	13	12	12	11
Hommes												
Total	44	37	32	33	31	29 ^{§††}	41	33	26	27	27	25 [§]
15 à 19 ans	36	26	20	28	28	23	32	20	12	19	21	19
20 à 24 ans	52	39	44	33	38	38	49	32	28	27	31	30
25 à 44 ans	48	43	37	39	36 [§]	34 [§]	45	38	33	33	32	30
45 à 64 ans	44	38	29	32	29	27 [§]	42	36	25	27	26	25
65 ans et plus	32	26	18	17	17	15	30	23	15	14	15	13
Femmes												
Total	37	32	30	28	26 [§]	26 [§]	33	28	26	24	22 [§]	22
15 à 19 ans	40	28	26	30	31	32	34	21	20	21	23	25
20 à 24 ans	50	45	35	38	31	36	45	38	27	30	25	27
25 à 44 ans	41	35	34	34	31 [§]	31 [§]	37	31	30	29	27	26
45 à 64 ans	34	33	31	25	24	24	32	29	28	22	22	22
65 ans et plus	15	17	15	13	13	12	14	15	12	10	10	10

Sources des données : Enquête Santé Canada de 1978-1979; cycles de 1985 et 1991 de l'Enquête sociale générale; cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, fichiers de la composante des ménages.

Nota : Toutes les estimations fondées sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) ont un coefficient de variation inférieur à 16,5 %. Les estimations fondées sur les données de l'ENSP ont été comparées par paire; les tests de vérification d'hypothèse appliqués aux différences ont été corrigés pour tenir compte des comparaisons multiples (trois) (1994-1995 c. 1996-1997; 1994-1995 c. 1998-1999 et 1996-1997 c. 1998-1999).

† Personnes qui fument quotidiennement ou à l'occasion en pourcentage de l'ensemble des personnes interrogées.

‡ Personnes qui fument quotidiennement en pourcentage de l'ensemble des personnes interrogées.

§ Valeur significativement différente de celle observée pour 1994-1995, $p \leq 0,05$

†† Valeur significativement différente de celle observée pour 1996-1997, $p \leq 0,05$

proportion de garçons, de 23 %. Le fait que les jeunes fumeurs soient presque aussi conscients que les jeunes non-fumeurs des risques pour la santé auxquels ils s'exposent chaque fois qu'ils allument une cigarette rend ces résultats sur l'usage du tabac encore plus troublants, particulièrement en ce qui concerne les adolescentes⁷.

Les jeunes adultes de 20 à 24 ans sont plus susceptibles de fumer que les membres de tout autre groupe d'âge. Qui plus est, même s'il semble que l'observation de la prévalence la plus forte de l'usage du tabac ait oscillé entre les hommes et les femmes de cette catégorie d'âge, la seule période de collecte de données de l'ENSP où l'écart a été significatif était 1996-1997, quand la proportion d'hommes qui fumaient a été plus forte que la proportion de femmes (respectivement 38 % et 31 %).

Certains changements enregistrés pour les groupes d'âge plus avancé sont statistiquement significatifs. Chez les femmes de 25 à 44 ans, le taux de 31 % observé lors des deuxième et troisième cycles de l'ENSP était, dans les deux cas, inférieur à celui de 34 % enregistré au premier cycle. Pareillement, les hommes de ce groupe d'âge ont affiché un taux plus faible en 1996-1997 et en 1998-1999 qu'en 1994-1995. On observe aussi un recul significatif de l'usage du tabac chez les hommes du groupe d'âge suivant (de 45 à 64 ans) entre les premier et troisième cycles de l'ENSP.

On a procédé à une analyse multivariée des données du fichier longitudinal de l'ENSP couvrant la période de 1994-1995 à 1998-1999 pour discerner quels facteurs, si tant est qu'il y en ait, sont liés chez les jeunes au fait de commencer à fumer ou de commencer à fumer quotidiennement quatre ans plus tard (tableau 2). Les variables examinées sont le sexe, la faible estime de soi, l'obésité, l'existence d'au moins deux problèmes de santé chroniques et la catégorie de revenu du ménage. Selon l'analyse, aucun de ces facteurs n'est associé à l'usage futur de la cigarette, que ce soit avant ou après la correction pour tenir compte de l'effet de facteurs multiples (les résultats non corrigés ne sont pas présentés). Certains de ces facteurs, comme le revenu, peuvent influencer sur le taux d'usage du tabac des adultes, mais il se pourrait que d'autres, qui ne sont pas examinés

ici, comme l'influence des camarades, jouent un rôle plus important dans la décision des jeunes de commencer à fumer.

Il convient de souligner que, tandis qu'en 1994-1995, l'abus d'alcool (c'est-à-dire la consommation d'au moins cinq verres d'alcool en une occasion) n'était pas associé au futur usage « courant » ou « quotidien » de la cigarette chez ces groupes d'âge, en 1998-1999, l'abus d'alcool mensuel ou plus fréquent était fortement associé à l'usage simultané du tabac (données non présentées).

Tableau 2

Rapports corrigés de cotes reliant le nouvel usage courant ou quotidien du tabac et le nouvel abus mensuel ou hebdomadaire d'alcool en 1998-1999 à certaines caractéristiques observées en 1994-1995, membres de la population à domicile ayant de 12 à 15 ans et de 16 à 19 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris

Caractéristiques en 1994-1995	Nouvel usage courant du tabac [†]	Nouvel usage quotidien du tabac [†]	Nouvel abus mensuel d'alcool [‡]	Nouvel abus hebdomadaire d'alcool [§]
Hommes	0,8	1,0	2,2*	4,4*
12 à 15 ans ^{††}	1,0	1,1	1,0	1,0
Au moins deux problèmes de santé chroniques	1,5	1,8	0,9	2,0*
Abus d'alcool au moins une fois par mois	1,0	1,0	...	3,9*
Au moins un excès de poids	0,6	0,6	0,8	0,8
Activité physique régulière, modérée durant les loisirs	1,1	1,0	1,4	1,3
Rurale	0,9	1,4	1,3	1,3
Revenu inférieur/moyen-inférieur ^{‡‡}	0,7	1,1	0,9	0,8
Autre membre du ménage qui fume	1,3	1,8	1,5	1,8*
Faible estime de soi ^{‡‡}	0,9	1,1	0,9	1,4
Usage courant du tabac (1994-1995)	1,6	1,8

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, fichier longitudinal, de 1994-1995 à 1998-1999

Nota : L'abus d'alcool signifie la consommation de cinq verres d'alcool ou plus en une occasion, un verre étant une bouteille ou une canette de bière, ou un verre de bière en fût, un verre de vin ou de boisson rafraîchissante au vin (« cooler »), ou un verre ou un cocktail contenant 1,5 once de spiritueux.

[†] Personnes qui ont déclaré n'avoir jamais fumé en 1994-1995.

[‡] Personnes qui ont déclaré avoir abusé de l'alcool moins de 12 fois (y compris aucun abus) durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995.

[§] Personnes ayant déclaré avoir abusé de l'alcool moins de 52 fois (y compris aucun abus) durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995.

^{††} La catégorie de référence est le groupe des 16 à 19 ans.

^{‡‡} La catégorie « données manquantes » a été incluse dans les modèles, mais les résultats ne sont pas présentés.

... N'ayant pas lieu de figurer

* $p \leq 0,05$

Définitions

Par usage courant de la cigarette, on entend une personne qui fume tous les jours ou à l'occasion.

L'abus d'alcool au moins une fois par mois correspond, pour 1994-1995, à la consommation de cinq verres d'alcool ou plus en une occasion au moins 12 fois durant l'année qui a précédé l'entrevue de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). Pour 1996-1997 et 1998-1999, la catégorie regroupe les personnes qui ont déclaré abuser de l'alcool au moins « une fois par mois » durant l'année qui a précédé l'entrevue de l'ENSP.

L'abus d'alcool au moins une fois par semaine correspond, pour 1994-1995 à la consommation de cinq verres d'alcool ou plus en une occasion au moins 52 fois durant l'année qui a précédé l'entrevue de l'ENSP. Pour 1996-1997 et 1998-1999, la catégorie regroupe les personnes qui ont déclaré abuser de l'alcool au moins « une fois par semaine » durant l'année qui a précédé l'entrevue de l'ENSP. Un excès de poids correspond à un indice de masse corporelle (c.-à-d. poids/taille², où le poids est exprimé en kilogrammes et la taille, en mètres) égal ou supérieur à 25,0. Ces valeurs englobent les normes canadiennes de « léger surpoids et obésité » et les normes de « surpoids et obésité » de l'Organisation mondiale de la santé. Les personnes mesurant moins de trois pieds (0,914 m), celles mesurant plus de six pieds onze pouces (2,108 m) et les femmes enceintes, auxquelles ne s'applique pas l'IMC sont exclues de l'estimation de ces proportions (voir *Limites*). Le terme obèse s'entend d'un indice de masse corporelle égal ou supérieur à 27,0. Ces valeurs correspondent à la norme canadienne d'« obésité » (voir la note pour l'excès de poids).

La catégorie de l'activité physique au moins modérée durant les loisirs regroupe les personnes qui ont déclaré s'adonner à des activités physiques entraînant au moins une dépense d'énergie moyenne (au moins 1,5 kcal. par jour, d'après la durée, ainsi que la demande d'énergie, établie indépendamment, de l'activité) et qui ont déclaré s'adonner au moins deux fois par mois à des séances d'activité d'au moins 15 minutes. Cette mesure englobe uniquement l'activité durant les loisirs (autrement dit, l'activité physique au travail ou durant les déplacements entre le domicile et le lieu de travail n'est pas incluse).

On a demandé aux participants à l'enquête s'ils avaient souffert d'un problème de santé ayant duré ou devant durer au moins six mois diagnostiqué par un professionnel de la santé. On leur a lu une liste de 20 problèmes de santé chroniques (p. ex. arthrite ou rhumatisme, maux de dos, hypertension, cancer) à laquelle on leur a demandé de répondre par « oui » ou « non ». On leur a aussi

demandé d'indiquer s'ils souffraient de tout autre problème de santé chronique non mentionné sur la liste. Les personnes incluses dans la catégorie au moins deux problèmes de santé chroniques regroupent les personnes qui ont mentionné au moins deux de ces problèmes.

La catégorie de revenu du ménage est définie d'après le nombre de personnes qui composent ce dernier et d'après le revenu total du ménage provenant de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue. On définit les catégories de revenu suivantes :

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

L'estime de soi a été évaluée au moyen des questions qui suivent. Les personnes interrogées devaient indiquer si elles étaient tout à fait en désaccord (cote de 0), en désaccord (cote de 1), ni en accord ni en désaccord (cote de 2), d'accord (cote de 3) ou entièrement d'accord (cote de 4) avec les énoncés suivants :

- Vous estimez que vous avez un certain nombre de qualités.
- Vous estimez qu'en tant que personne, vous valez autant que les autres.
- Vous pouvez faire les choses aussi bien que la plupart des autres personnes.
- Vous avez une attitude positive face à vous-même.
- Dans l'ensemble vous êtes satisfaite de vous-même.
- Tout compte fait, vous avez tendance à vous considérer comme un(e) raté(e).

Les personnes qui obtiennent une cote inférieure à 18 sont considérées comme ayant une faible estime de soi.

Malheureusement, il est impossible de déterminer si l'usage du tabac a réellement évolué concomitamment à la consommation d'alcool, ou si l'un des comportements a précédé l'autre. Des analyses plus poussées des taux d'usage du tabac sont publiées dans d'autres rapports^{3,8}.

Hausse prononcée du taux d'abus d'alcool chez les jeunes de sexe masculin

L'abus d'alcool, du moins sur une base annuelle, est assez prévalent chez les adolescents et les jeunes adultes au Canada⁹. Toutefois, même si l'on examine les taux d'abus au moins mensuel d'alcool, les chiffres sont assez élevés pour les adolescents et les jeunes adultes (tableau 3). Au cours des trois derniers cycles de l'ENSP, la prévalence de l'abus d'alcool chez l'ensemble des adolescents de 15 à 19 ans a augmenté fortement et significativement, passant de 13 % à 19 % pour atteindre 24 % en 1998-1999. Contrairement à l'usage du tabac, la prévalence est plus faible chez les filles que chez les garçons, mais la forte augmentation des taux au cours des trois cycles de l'enquête est également manifeste pour les filles (de 8 % à 16 % à 19 % en 1998-1999), quoique la dernière hausse ne soit pas statistiquement significative.

L'abus d'alcool beaucoup plus fréquent (autrement dit, au moins une fois par semaine) est nettement moins courant; néanmoins, en 1998-1999, le taux avait atteint 10 % chez les garçons de 15 à 19 ans.

Les jeunes hommes de 20 à 24 ans sont, de loin, les plus susceptibles d'abuser de l'alcool au moins une fois par mois ou au moins une fois par semaine. En quatre ans, parmi les hommes de ce groupe d'âge, la prévalence de l'abus au moins mensuel d'alcool a augmenté de 14 points (intervalle de confiance de 95 % : de 7 à 22 points) pour atteindre 45 % en 1998-1999. La prévalence de l'abus hebdomadaire d'alcool chez ce groupe a également augmenté durant la période de quatre ans observée, passant de 11 % en 1994-1995 à 17 % en 1998-1999.

Comme pour l'usage du tabac, on a appliqué des modèles de régression logistique aux données sur les jeunes qui avaient de 12 à 15 ans et de 16 à 19 ans

Tableau 3

Abus d'alcool, selon l'âge et le sexe, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 1998-1999

	Abus d'alcool au moins une fois par mois [†]			Abus d'alcool au moins une fois par semaine [‡]		
	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999
	%			%		
Les deux sexes						
Total	11	14 [§]	15 ^{§††}	4	5 [§]	5 [§]
15 à 19 ans	13	19 [§]	24 ^{§††}	4 [‡]	5	7 [§]
20 à 24 ans	20	30 [§]	32 [§]	6	11 [§]	10 [§]
25 à 44 ans	13	16 [§]	17 [§]	4	5 [§]	6 [§]
45 à 64 ans	9	10	12 ^{§††}	3	3	4
65 ans et plus	3	3	3	1 [‡]	1 [‡]	1 [‡]
Hommes						
Total	18	20 [§]	24 ^{§††}	6	7 [§]	9 [§]
15 à 19 ans	17	21	29 ^{§††}	6 [‡]	7	10 [‡]
20 à 24 ans	31	40 [§]	45 [§]	11	16 [§]	17 [§]
25 à 44 ans	21	24 [§]	27 ^{§††}	7	9 [§]	10
45 à 64 ans	16	16	19 ^{§††}	6	6	7
65 ans et plus	5	5	6	2 [‡]	2 [‡]	2 [‡]
Femmes						
Total	4	7 [§]	7 [§]	1	2 [§]	2 [§]
15 à 19 ans	8 [‡]	16 [§]	19 [§]	1 [‡]	4 [‡]	3 ^{§§}
20 à 24 ans	11	21 [§]	19 [§]	1 [‡]	6 [‡]	4 [‡]
25 à 44 ans	5	7 [§]	7 [§]	1 [‡]	2 [§]	2
45 à 64 ans	3	4 [§]	5 [§]	1 ^{§§}	1 [‡]	2 [‡]
65 ans et plus	†††	†††	†††	†††	†††	†††

Source des données : Cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, fichiers de la composante des ménages

Nota : L'abus d'alcool signifie la consommation de cinq verres d'alcool ou plus en une occasion, un « verre » étant une bouteille ou une canette de bière, ou un verre de bière en fût, un verre de vin ou de boisson rafraîchissante au vin (« cooler »), ou un verre ou un cocktail contenant 1,5 once de spiritueux. Pour 1994-1995, on a considéré comme ayant abusé de l'alcool au moins une fois par mois ou une fois par semaine les personnes qui ont déclaré avoir abusé de l'alcool au moins 12 fois ou au moins 52 fois, respectivement, au cours des 12 mois précédents. Pour 1996-1997 et 1998-1999, on a considéré comme ayant abusé de l'alcool au moins une fois par mois (par semaine) les personnes qui ont déclaré avoir abusé de l'alcool « une fois par mois » (« une fois par semaine »). Les pourcentages ont été comparés par paire; les tests de vérification d'hypothèse appliqués aux différences ont été corrigés pour tenir compte des comparaisons multiples (trois) (1994-1995 c. 1996-1997, 1994-1995 c. 1998-1999 et 1996-1997 c. 1998-1999)

[†] Personnes qui ont abusé de l'alcool au moins une fois par mois en pourcentage de l'ensemble des personnes interrogées.

[‡] Personnes qui ont abusé de l'alcool au moins une fois par semaine en pourcentage de l'ensemble des personnes interrogées.

[§] Valeur significativement différente de celle observée pour 1994-1995, $p \leq 0,05$

^{††} Valeur significativement différente de celle observée pour 1996-1997, $p \leq 0,05$

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

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

^{†††} Coefficient de variation supérieur à 33,3 %

en 1994-1995 afin d'examiner les associations entre certains facteurs et l'abus d'alcool dans le futur (tableau 2). Dans ce cas-ci, la corrélation entre le sexe et l'abus d'alcool est significative, même après correction du modèle pour tenir compte de l'effet de tous les autres facteurs. La cote corrigée exprimant le risque d'abuser de l'alcool au moins une fois par mois est deux fois plus élevée et la cote correspondante exprimant le risque d'abuser de l'alcool au moins une fois par semaine, 4,5 fois plus élevée pour les garçons que pour les filles. Le fait de souffrir de plusieurs problèmes de santé chroniques et la présence dans le ménage d'une personne (autre que la personne observée) qui fume sont des facteurs qui font aussi augmenter la cote corrigée exprimant le risque d'abuser fréquemment

de l'alcool. Comme on l'a mentionné plus haut, en 1998-1999, l'usage « courant » ainsi que l'usage « quotidien » de la cigarette étaient fortement associés à l'abus mensuel ou hebdomadaire d'alcool durant la même période de référence, mais seul l'usage « courant » de la cigarette en 1994-1995 a été étudié dans les modèles concernant l'abus d'alcool.

L'augmentation de la prévalence de l'abus mensuel d'alcool pourrait signifier que l'on observera peut-être une augmentation continue de la prévalence de l'abus hebdomadaire d'alcool lors des futurs cycles de l'ENSP, puisque la cote corrigée exprimant le risque d'avoir commencé à abuser de l'alcool toutes les semaines en 1998-1999 est nettement plus élevée pour les jeunes buveurs qui

Tableau 4

Obésité, selon l'âge et le sexe, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1978-1979 à 1998-1999

	Au moins un excès de poids (IMC ≥ 25)						Obésité (IMC ≥ 27)					
	1978-1979	1985	1991	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1978-1979	1985	1991	1994-1995	1996-1997	1998-1999
	%						%					
Les deux sexes												
Total	40	32	40	45	44	47 [†]	27	17	22	28	27 [†]	30 ^{††}
15 à 19 ans	10	11	13	16	17	17	7	5	5	8	9	9
20 à 24 ans	28	17	25	30	27	27	17	8	10	17	15	14
25 à 44 ans	39	31	37	43	42	47 ^{††}	24	16	21	27	26	30 ^{††}
45 - 64 ans	63	46	53	58	55	58 [‡]	42	26	32	39	36 [†]	39 [‡]
65 ans et plus	58	43	48	49	50	52	39	24	27	32	31	34 [‡]
Hommes												
Total	44	40	49	53	53	56 [‡]	29	20	26	32	32	35 ^{††}
15 à 19 ans	11	12	29	21	20	20	8	6	8	10	12	10
20 à 24 ans	34	23	32	37	37	36	22	10	13	19	20	19
25 à 44 ans	49	42	50	55	54	59 ^{††}	31	21	27	32	33	37 ^{††}
45 à 64 ans	67	55	63	67	65	67	41	29	36	44	41	44
65 ans et plus	55	46	55	54	56	56	32	23	28	33	32	35
Femmes												
Total	35	25	30	36	34 [†]	38 [‡]	25	15	18	25	22 [†]	25 [‡]
15 à 19 ans	9	8	7	11	13	13 [§]	5	4	3	6 [§]	7	8 [§]
20 à 24 ans	23	11	17	23	17	17	12	7	7	16	10 [†]	10 ^{†§}
25 à 44 ans	29	20	25	31	30	34 [‡]	17	11	15	22	19	23 [‡]
45 à 64 ans	59	37	43	50	46	50	43	22	27	34	31	34
65 ans et plus	60	40	43	46	45	49	44	25	26	32	30	33

Sources des données : Enquête santé Canada de 1978-1979, cycles de 1985 et 1991 de l'Enquête sociale générale; cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, fichiers de la composante des ménages.

Nota : D'après l'indice de masse corporelle (IMC), où $IMC = \text{poids}/\text{taille}^2$, le poids étant exprimé en kilogrammes et la taille, en mètre. Un excès de poids correspond à un IMC de 25 à 26,9; l'obésité correspond à un $IMC = 27$. Les personnes de moins de trois pieds (0,914 m), celles de plus de 6 pi 11 po (2,108 m) et les femmes enceintes, auxquelles l'IMC ne s'applique pas, sont exclues de l'analyse. Les femmes enceintes qui ont participé aux cycles de 1985 et de 1991 de l'Enquête sociale générale n'ont pu être repérées et ne sont, par conséquent, pas exclues. Les estimations fondées sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population ont été comparées par paire; les tests de vérification d'hypothèse appliqués aux différences ont été corrigés pour tenir compte des comparaisons multiples (trois) (1994-1995 c. 1996-1997, 1994-1995 c. 1998-1999 et 1996-1997 c. 1998-1999).

[†] Valeur significativement différente de celle observée pour 1994-1995, $p \leq 0,05$

[‡] Valeur significativement différente de celle observée pour 1996-1997, $p \leq 0,05$

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

abusaient de l'alcool mensuellement ou plus fréquemment, mais moins souvent qu'une fois par semaine, en 1994-1995 que pour ceux qui buvaient moins fréquemment.

Excès de poids chez les jeunes

Depuis 1994-1995, les proportions de garçons de 15 à 19 ans et de jeunes hommes de 20 à 24 ans qui présentent un excès de poids (indice de masse corporelle égal ou supérieur à 25) plafonnent à environ 20 % et 36 %, respectivement (tableau 4).

Chez les filles de 15 à 19 ans, le taux a augmenté de deux points entre les premier et deuxième cycles de l'ENSP (de 11 % à 13 %), mais cette variation n'est pas statistiquement significative et, au troisième cycle, le taux n'avait pas changé. Chez les jeunes femmes de 20 à 24 ans, c'est l'inverse que l'on observe, puisque le taux a baissé de six points entre les premier et deuxième cycles, pour atteindre 17 %, puis a plafonné jusqu'au troisième cycle. De nouveau, la baisse observée n'est pas statistiquement significative.

Être « carrément obèse » (indice de masse corporelle égal ou supérieur à 27) pose probablement de plus grands risques pour la santé qu'un certain surpoids¹⁰. Naturellement, la prévalence de l'obésité est moins forte et, malgré une hausse statistiquement significative de 1994-1995 à 1995-1996, puis de nouveau en 1998-1999 pour l'ensemble de la population de 15 ans et plus, on n'observe aucune variation pour les jeunes de 15 à 19 ans ou de 20 à 24 ans.

Activité physique durant les loisirs

L'activité physique soutenue a de nombreux effets bénéfiques pour la santé¹¹. Les données recueillies dans le cadre de l'ENSP permettent de déterminer si les personnes observées se sont adonnées durant leurs loisirs à des activités qui demandent une dépense d'énergie « modérée » ou « élevée » et si ces activités sont « régulières ». Néanmoins, il convient de souligner que cet indicateur ne tient compte que des activités de loisir et n'inclut donc pas l'activité physique faite, notamment, au travail ou durant les déplacements entre le domicile et le lieu de travail.

Tableau 5
Activité physique modérée durant les loisirs, selon l'âge et le sexe, population à domicile de 15 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 1998-1999

	1994-1995	1996-1997	1998-1999
	%		
Les deux sexes			
Total	37	40[†]	44^{††}
15 à 19 ans	54	59	57
20 à 24 ans	44	49 [†]	54 [†]
25 à 44 ans	36	39 [†]	43 ^{††}
45 à 64 ans	35	37	43 ^{††}
65 ans et plus	32	32	35 [†]
Hommes			
Total	40	42	47^{††}
15 à 19 ans	62	66	65
20 à 24 ans	47	51 [†]	57
25 à 44 ans	38	40 [†]	46 [†]
45 à 64 ans	34	38 [†]	44 [†]
65 ans et plus	37	37	41
Femmes			
Total	35	38[†]	41^{††}
15 à 19 ans	45	51	49
20 à 24 ans	40	47	52 [†]
25 à 44 ans	34	39 [†]	41 [†]
45 à 64 ans	36	37	42 ^{††}
65 ans et plus	28	28	31

Source des données : Cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, fichiers de la composante des ménages.

Nota : Les proportions se rapportent aux personnes qui ont déclaré s'adonner à des activités physiques d'une intensité au moins modérée, autrement dit des activités durant les loisirs exigeant une dépense d'énergie au moins moyenne de façon régulière, exprimée en proportion de l'ensemble de la population de 15 ans et plus. Par dépense d'énergie au moins moyenne on entend une valeur totale d'au moins 1,5 Kcal/kg/jour calculée en se fondant sur la fréquence, la durée et la demande, déterminée indépendamment, d'énergie métabolique pour toutes les activités physiques durant les loisirs déclarées pour les trois mois qui ont précédé l'entrevue. Par activité régulière, on entend la participation à des activités physiques pendant les loisirs au moins 12 fois par mois, chaque séance durant au moins 15 minutes. Le coefficient de variation de toutes les estimations est inférieur à 16,6 %. Les pourcentages ont été comparés par paire; les tests de vérification d'hypothèse appliqués aux différences ont été corrigés pour tenir compte des comparaisons multiples (trois) (1994-1995 c. 1996-1997, 1994-1995 c. 1998-1999 et 1996-1997 c. 1998-1999).

[†] Valeur significativement différente de celle observée pour 1994-1995

^{††} Valeur significativement différente de celle observée pour 1996-1997

La proportion d'adolescents et adolescentes de 15 à 19 ans qui s'adonnent à des activités physiques d'intensité modérée durant leurs loisirs semble avoir augmenté de cinq points, passant de 54 % en 1994-1995 à 59 % en 1996-1997 (tableau 5). L'augmentation apparente est la même pour les garçons (pour lesquels le taux a atteint 66 %) que pour les filles (pour lesquelles le taux a atteint 51 %). Cependant, on n'a pu déceler aucun écart statistiquement significatif.

La situation est différente pour les jeunes adultes. La proportion plus faible de personnes modérément actives est plus faible pour ce groupe que pour celui des adolescents, mais elle a augmenté pour passer de 44 % (intervalle de confiance de 95 % : de 40 % à 47 %) en 1994-1995 à 54 % (intervalle de confiance de 95 % : de 50 % à 58 %) en 1998-1999. Lors du troisième cycle de l'ENSP, la proportion avait augmenté pour les hommes ainsi que pour les femmes.

Mot de la fin

Les données sur les habitudes personnelles qui influent sur la santé présentées ici brossent un tableau variable pour les jeunes. La proportion de jeunes de 20 à 24 ans qui sont modérément actifs a augmenté et les taux d'obésité sont demeurés relativement stables. Les taux d'usage du tabac semblent avoir fluctué dans une certaine mesure, mais les variations ne sont significatives ni pour les jeunes de 15 à 19 ans ni pour ceux de 20 à 24 ans. L'abus de l'alcool, particulièrement par les garçons et les jeunes hommes, suscite certaines inquiétudes quant à la santé et au bien-être des jeunes aussi bien aujourd'hui que dans l'avenir.

Les variations de ces comportements selon le sexe valent la peine d'être étudiées de façon plus approfondie et doivent être prises sérieusement en compte lors de l'élaboration des programmes et des politiques visant à prévenir et à réduire l'usage du tabac et l'abus d'alcool chez les jeunes.

L'association entre l'abus d'alcool et l'usage du tabac n'est pas surprenante, étant donné que ces deux comportements sont relativement courants chez les adolescents et tout spécialement chez les jeunes adultes. L'interdépendance de l'accoutumance à l'alcool et au tabac a été examinée dans le cadre d'autres études¹²⁻¹⁵. Il pourrait être nécessaire de s'attaquer aux deux problèmes simultanément afin de réduire leur prévalence. ●

Pour plus de renseignements, s'adresser à Claudio Pérez (613-951-1733; perecla@statcan.ca), Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada

Références

1. J. Chen et W.J. Millar, « Cesser de fumer : est-ce plus difficile si l'on a commencé jeune? », *Rapports sur la santé*, 9(4), 1998, p. 39-48 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. M. Stephens et J. Siroonian, « L'habitude de fumer et les tentatives pour s'en défaire », *Rapports sur la santé*, 9(4), 1998, p. 31-38 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. J. Gilmore, *Rapport sur la prévalence de l'usage de la cigarette au Canada, de 1985 à 1999* (Statistique Canada, n° 82F0077XIF au catalogue) Ottawa, ministre de l'Industrie, 2000.
4. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234, (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
5. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys in using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
6. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Survey Research Methods Section*, Baltimore, août 1999.
7. N. Ross et C. Pérez, « Attitudes à l'égard du tabac », *Rapports sur la santé*, 10(3), 1998, p. 23-34 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
8. Santé Canada, *Sommaire des résultats de l'ESUTC* (Enquête de surveillance de l'usage du tabac au Canada), phase 1, février à juin 1999.
9. N. Galambos et L. Tilton-Weaver, « Comportement à risque multiple chez les adolescents et les jeunes adultes », *Rapports sur la santé*, 10(2), 1998, p. 9-21 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
10. J. Gilmore, « L'indice de masse corporelle et la santé », *Rapports sur la santé*, 11(1), 1999, p. 33-47 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
11. J. Chen et W.J. Millar, « Les conséquences de l'activité physique sur la santé », *Rapports sur la santé*, 11(1), 1999, p. 21-31 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
12. S.B. Gulliver, D. Kalman, D.J. Rohsenow *et al.*, « Smoking and drinking among alcoholics in treatment: cross-sectional and longitudinal relationships », *Journal of Studies on Alcohol*, 61(1), 2000, p. 157-163.
13. S.B. Gulliver, D.J. Rohsenow, S.M. Colby *et al.*, « Interrelationship of smoking and alcohol dependence, use and urges to use », *Journal of Studies on Alcohol*, 56(2), 1995, p. 202-206.
14. J.P. Zacny, « Behavioral aspects of alcohol-tobacco interactions », *Recent Developments in Alcoholism*, 8, 1990, p. 205-219.
15. P. Batel, F. Pessione, C. Maitre *et al.*, « Relationships between alcohol and tobacco dependencies among alcoholics who smoke », *Addiction*, 90(7), 1995, p. 977-980.

Les services de santé – tendances récentes

Faits saillants

- En 1998-1999, les Canadiens à faible revenu étaient plus susceptibles que les autres de consulter fréquemment les médecins, d'utiliser souvent les services d'urgence, d'être hospitalisés, de prendre plusieurs médicaments et d'avoir besoin de services de soins à domicile.
- Malgré l'accroissement de la couverture par un régime d'assurance-médicaments et soins dentaires dans la plupart des provinces, d'importantes inégalités persistent en ce qui concerne l'utilisation de ces services. Les jeunes, les personnes âgées et les personnes à faible revenu sont moins susceptibles que les autres d'être couverts par une assurance-soins dentaires et médicaments.
- La proportion de Canadiens qui déclarent que leurs besoins de services de santé n'ont pas été satisfaits est passée de 4 % en 1994-1995 (1,1 million de personnes) à 6 % en 1998-1999 (1,5 million de personnes).
- La probabilité d'être hospitalisé augmente avec l'âge, tout comme elle augmente avec chacune des situations suivantes : le fait d'avoir un faible revenu, de ne pas posséder de diplôme d'études secondaires, de se considérer en mauvaise santé, ainsi que le fait de fumer, d'être physiquement inactif ou d'être obèse.
- Le risque d'hospitalisation est aussi élevé pour les femmes que pour les hommes qui fument, résultat qui témoigne d'un changement important par rapport aux études antérieures selon lesquelles le risque relatif d'hospitalisation était plus faible pour les fumeuses que pour les fumeurs.

L'accès à des services de santé adéquats n'est pas nécessairement le déterminant le plus important de la santé des populations. Alors qu'il peut être décisif au plan individuel, le fait d'avoir ou non accès aux services requis n'explique pas entièrement les écarts observés entre les populations¹. À cette échelle, les facteurs génétiques, sociaux et environnementaux sont aussi des déterminants importants de la santé. Néanmoins, il est primordial que toute personne qui tombe malade ou se blesse puisse obtenir des services de santé efficaces.

La *Loi canadienne sur la santé* de 1984 garantit aux résidents de chaque province l'accès à des services de santé complets et universels dont la prestation est administrée aux termes d'un régime public d'assurance. Cependant, ce dernier ne couvre pas le coût des médicaments prescrits à l'extérieur des hôpitaux et la plupart des soins dentaires sont à la charge de la personne concernée.

Ces 10 dernières années, les administrations provinciales et territoriales se sont efforcées de réduire le coût des services thérapeutiques et de mettre progressivement l'accent sur les soins communautaires. Elles ont aussi adopté une stratégie axée sur la santé de la population, qui accorde

plus de poids à d'autres déterminants de la santé, comme le soutien social, l'éducation, l'amélioration des conditions de travail et les habitudes personnelles ayant une influence sur la santé.

Les renseignements provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)

permettent d'étudier un certain nombre de tendances et de changements survenus durant la dernière décennie (voir *Méthodologie* et *Limites*). Le couplage de ces données à celles des registres des hôpitaux permet de mieux cerner les principaux facteurs de risque d'hospitalisation.

Méthodologie

Sources des données

Le présent article se fonde sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada² (voir l'*Annexe*) et les dossiers de sortie des hôpitaux pour la période allant de 1994-1995 à 1997-1998.

Les données sur la morbidité axées sur la personne sont celles fournies par les hôpitaux de soins actifs, les hôpitaux pour convalescents et les hôpitaux de soins prolongés. Les données ne contiennent aucun renseignements sur les malades ambulatoires traités par les services de consultations externes ni sur les personnes traitées dans les hôpitaux psychiatriques (y compris celles traitées dans les unités psychiatriques des hôpitaux généraux et des hôpitaux spécialisés). Chaque enregistrement contient des renseignements extraits du dossier d'hospitalisation d'un malade et se rapporte à une période d'hospitalisation ininterrompue.

On a exclu de l'analyse les données des dossiers d'hospitalisation pour une autre cause qu'une maladie ou un traumatisme. Cette catégorie comprend les complications de la grossesse (codes de la CIM 630.0 à 678.9), les anomalies congénitales (codes de la CIM 740.0 à 759.4) et les causes non liées à une maladie particulière (codes de la CIM V01.0 à V82.9).

Techniques d'analyse

L'analyse des données transversales sur l'utilisation des services de santé est limitée à la population de 12 ans et plus. Les groupes des 12 à 14 ans, des 15 à 24 ans, des 25 à 44 ans, des 45 à 64 ans et des 65 ans et plus représentent les groupes des jeunes, des jeunes adultes, des jeunes adultes en âge de travailler, des personnes plus âgées en âge de travailler et des personnes âgées. Aux fins de l'analyse des tendances, on a calculé les taux comparatifs par la méthode directe de normalisation en prenant pour référence la structure par âge de la population de 1998 (hommes et femmes confondus). Les écarts-types des estimations et les écarts entre les taux de prévalence observés en 1994-1995 et 1998-1999 ont été calculés par la méthode *bootstrap*. Les comparaisons des taux observés pour 1994-1995 et 1998-1999 se

fondent sur les taux non corrigés. Au moment de la rédaction, on ne disposait d'aucune méthode *bootstrap* pour comparer les taux corrigés calculés pour deux périodes de référence distinctes. Dans les cas d'application de tests à moyennes multiples, on a recouru à la méthode Exacted Alpha/L pour rajuster les résultats des comparaisons multiples.

Pour l'étude de suivi, on s'est servi des données du fichier de partage des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 relatives à sept provinces : l'Île-du-Prince-Édouard, la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick, l'Ontario, la Saskatchewan, l'Alberta et la Colombie-Britannique. Lors de cette enquête, 9 601 personnes de 25 ans et plus ont autorisé Statistique Canada à partager les renseignements qu'elles ont fournis avec d'autres organismes et à les coupler à ceux d'autres fichiers. Ces données d'enquête ont été couplées aux données des dossiers de sortie des hôpitaux recueillies pour 1994-1995, 1995-1996, 1996-1997 et 1997-1998 en se fondant sur le numéro d'assurance-santé. En tout, on a examiné 8,9 millions d'enregistrements. Parmi ces enregistrements, on a repéré, pour les sept provinces susmentionnées, 2 673 dossiers de sortie d'un hôpital concernant des participants à l'enquête.

Toutes les analyses se fondent sur des données pondérées. On a estimé la prévalence des facteurs de risque et des caractéristiques socioéconomiques selon le sexe et l'utilisation future des services hospitaliers. Comme la courbe de distribution selon l'âge de la population qui utilise les services hospitaliers est déplacée vers les âges les plus avancés relativement à celle de la population qui ne les utilise pas, on recourt à la régression logistique pondérée pour tenir compte de l'effet de l'âge et d'autres facteurs.

Étant donné la complexité du plan de sondage de l'ENSP, on recourt à la méthode *bootstrap* pour calculer la variance des estimations des rapports de cotes et des pourcentages, ainsi que pour comparer les écarts entre les taux (comparatifs)³. On choisit le niveau de confiance de 0,05 pour déterminer quels résultats sont statistiquement significatifs.

Consultation des médecins

En 1998-1999, 81 % de la population de 12 ans et plus ont consulté un médecin (généralistes et spécialistes confondus) au moins une fois durant l'année qui a précédé l'enquête (tableau 1) (voir *Utilisation des services de santé*). Le taux de personnes qui ont consulté un médecin augmente avec l'âge, passant de 71 % chez les jeunes de 12 à 14 ans à 91 % chez les personnes de 65 ans et plus. Sauf pour le groupe des 12 à 14 ans, le taux est plus élevé pour les femmes que pour les hommes.

En général, la consultation d'un médecin est plus courante dans les régions urbaines que dans les régions rurales. Environ 82 % de résidents des régions urbaines ont consulté un médecin, comparativement à 77 % de résidents des régions

rurales. Les trois cycles de l'enquête font ressortir cette disparité entre les régions urbaines et rurales.

Les taux les plus élevés de personnes qui ont consulté un médecin de famille et (ou) un spécialiste s'observent pour l'Île-du-Prince-Édouard (86 %) et Terre-Neuve (85 %). Les taux enregistrés pour le Québec (77 %) et l'Alberta (79 %) comptent parmi les plus faibles. L'Île-du-Prince-Édouard et Terre-Neuve sont les seules provinces où le taux de personnes qui ont consulté un médecin a augmenté de 1994-1995 à 1998-1999. La proportion de personnes qui consultent un médecin fréquemment varie aussi selon la province. En Nouvelle-Écosse, 17 % de la population ont consulté un médecin au moins dix fois, alors qu'au Québec, la proportion est de 8 %. Dans la plupart des provinces, la

Limites

Les données de l'ENSP causent les problèmes inhérents aux renseignements recueillis par autodéclaration. Plus précisément, on n'a pu vérifier auprès d'aucune source indépendante si les personnes qui ont déclaré qu'on avait diagnostiqué chez elles une maladie cardiaque, le diabète ou de l'hypertension souffraient effectivement de ces maladies.

Les données de l'ENSP analysées ici ont été recueillies auprès de membres de la population à domicile. La proportion de personnes placées en établissement est assez faible, mais les caractéristiques de ces dernières pourraient différer de celles de la population à domicile au point que les résultats présentés différeraient si elles étaient incluses dans l'analyse. En outre, même pour la population à domicile, les personnes qui ont participé à l'enquête pourraient être en meilleure santé que celles qui n'y ont pas participé et plus susceptibles d'adopter des comportements bénéfiques pour la santé.

On n'a déterminé ni le taux de cholestérol ni la tension artérielle et les données sur la taille et le poids sont auto-déclarées. Cependant, les résultats concernant l'indice de masse corporelle (IMC) obtenus d'après les données de l'ENSP sont forts semblables aux déterminations réelles faites dans le cadre des enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire (réalisées de 1986 à 1992), selon lesquelles 57 % d'hommes et 39 % de femmes ont un IMC supérieur à 27,0. Les estimations de la prévalence de l'usage du tabac calculées d'après les données de ces enquêtes sont également semblables aux résultats obtenus d'après les données

de l'ENSP. Par contre, les estimations de la prévalence de l'hypertension fondées sur les données des enquêtes sur la santé cardiovasculaire sont plus élevées que celles calculées d'après les données de l'ENSP, probablement parce qu'elles se fondent sur la mesure réelle de la tension artérielle plutôt que sur des valeurs auto-déclarées et des renseignements thérapeutiques. En outre, l'estimation de la prévalence du diabète calculée d'après les enquêtes sur la santé cardiovasculaire est un peu plus élevée (5 %) que celle obtenue d'après les données de l'ENSP.

On a couplé les données de l'ENSP et celles des fichiers sur la morbidité hospitalière séparément pour chaque province, mais on n'a réalisé aucun couplage interprovincial de données. Donc, les consultations survenues à l'extérieur de la province de résidence du malade ne sont pas incluses.

La capacité de coupler les données de l'ENSP à celles des dossiers des hôpitaux dépend de l'exactitude des numéros d'assurance-santé dans les deux ensembles de données. Le couplage n'a pu être effectué pour le Québec, le Manitoba ni Terre-Neuve, car les numéros d'identification qui figurent dans les dossiers des hôpitaux sont encodés différemment.

L'une des limitations de la présente étude tient au manque d'indicateurs de la gravité des problèmes de santé, gravité qui pourrait influencer l'état du malade. Idéalement, les données devraient être rajustées pour tenir compte de ce paramètre, mais les données nécessaires ne sont pas disponibles.

Tableau 1
Consultation d'un médecin au cours des 12 mois précédents, population à domicile de 12 ans et plus, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

	Population totale			Pourcentage comparatif de personnes qui ont consulté un médecin			Pourcentage comparatif de personnes qui ont consulté un médecin		
	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999
	(milliers)			%			%		
Hommes et femmes									
Total	23 950	24 590	24 920	80	80	81	80	80	81
12 à 14 ans	1 330	1 150	1 130	75	75	71*
15 à 24 ans	3 790	3 980	4 070	77	76	77
25 à 44 ans	9 620	9 710	9 550	79	77	79
45 à 64 ans	5 970	6 340	6 680	80	82	83*
65 ans et plus	3 250	3 420	3 490	90	90	91
Hommes									
Total	11 780	12 100	12 260	74	73	74	74	73	74
12 à 14 ans	710	580	600	68	70	73
15 à 24 ans	1 890	2 030	2 060	69	68	68
25 à 44 ans	4 810	4 850	4 780	71	68	70
45 à 64 ans	2 970	3 150	3 310	75	77	77
65 ans et plus	1 400	1 480	1 520	90	89	89
Femmes									
Total	12 140	12 500	12 660	86	87	87	86	87	87
12 à 14 ans	620	570	540	84	79	68*
15 à 24 ans	1 890	1 950	2 010	85	85	87
25 à 44 ans	4 810	4 860	4 770	86	87	88
45 à 64 ans	2 970	3 180	3 370	85	87	88*
65 ans et plus	1 850	1 940	1 970	89	90	91*
Résidence									
Rurale	4 020	4 310	4 620	75	77	77	75	77	77
Urbaine†	19 820	20 270	20 290	81	81	82	81	81	82
Données manquantes	100	10	10	75	--	--	--	--	...
Catégorie de revenu du ménage									
Inférieure	4 100	3 230	3 160	79	81	82	79	81	81
Moyenne-inférieure	6 860	6 190	6 120	80	79	80	80	78	79
Moyenne-supérieure	8 170	7 960	8 530	80	80	81	81	81	82
Supérieure	3 670	3 110	5 240	81	80	82	82	81	82
Données manquantes	1 140	4 100	1 860	80	80	79	79	80	79
Province									
Terre-Neuve	480	480	460	77	79	85*	77	80	85
Île-du-Prince-Édouard	110	110	110	83	80	87*	83	80	86
Nouvelle-Écosse	760	770	770	83	82	82	83	82	82
Nouveau-Brunswick	630	630	630	79	80	80	79	80	80
Québec	6 030	6 130	6 100	76	76	77	76	76	77
Ontario	9 050	9 320	9 460	83	82	83	83	82	83
Manitoba	890	900	890	81	80	83	81	81	83
Saskatchewan	790	800	810	80	80	83	80	79	83
Alberta	2 170	2 240	2 360	79	79	79	79	79	79
Colombie-Britannique	3 040	3 200	3 320	81	82	80	81	82	80

Source des données : Cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé
Nota : Au moment de l'analyse, on ne disposait d'aucun programme bootstrap pour comparer les taux comparatifs au cours du temps. Par conséquent, les comparaisons entre 1994-1995 et 1998-1999 sont fondées sur les taux non corrigés. Comme l'écart entre les taux corrigés et non corrigés est faible, il est peu probable que les inférences fondées sur la comparaison des taux non corrigés soient erronées. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux.
† Zone bâtie continue comptant au moins 1 000 habitants et dont la densité de population est d'au moins 400 habitants par kilomètre carré, d'après les données du recensement précédent.

... N'ayant pas lieu de figurer

-- Forte variabilité d'échantillonnage

* Écart significatif par rapport à 1994-1995

proportion de personnes qui consultent fréquemment un médecin a diminué de 1994-1995 à 1998-1999. Font exceptions le Québec, Terre-Neuve et le Nouveau-Brunswick, où le taux est resté stable.

Consultation des dentistes ou des orthodontistes et assurance-soins dentaires

En 1998-1999, 60 % de la population de 12 ans et plus ont dit avoir consulté un dentiste et (ou) un orthodontiste au moins une fois durant l'année qui a précédé l'enquête (tableau 2). La proportion de personnes qui ont consulté un de ces spécialistes diminue avec l'âge, passant de 84 % pour les jeunes de 12 à 14 ans à 40 % pour les personnes de 65 ans plus. Sauf pour le groupe des 65 ans et plus, les taux observés sont plus élevés pour les femmes que pour les hommes.

Environ 61 % de résidents des régions urbaines ont consulté un dentiste, comparativement à 54 % de résidents des régions rurales. Les trois cycles de l'enquête font ressortir cette disparité entre les régions urbaines et rurales.

La proportion de personnes qui ont consulté un dentiste varie fortement selon la province. Elle excède la moyenne nationale (60 %) en Ontario (66 %) et en Colombie-Britannique (63 %). La province où cette proportion a augmenté le plus est Terre-Neuve, où elle est passée de 36 % en 1994-1995 à 43 % en 1998-1999. Bien que la proportion de personnes qui ont consulté un médecin varie assez peu au fil du temps, la proportion de personnes de 15 ans et plus qui ont consulté un dentiste augmente lentement, mais régulièrement de 1978-1979 (48 %) à 1998-1999 (61 %) (données non présentées).

Selon l'ENSP de 1998-1999, 56 % de personnes de 12 ans et plus étaient couvertes à l'époque par une forme ou l'autre d'assurance-soins dentaires (tableau 3). Dans l'ensemble, le taux de couverture atteignait sa valeur la plus élevée pour les jeunes de 12 à 14 ans (environ 65 %), puis diminuait légèrement pour le groupe des 15 à 24 ans et augmentait de nouveau pour atteindre 63 % pour le

groupe des 25 à 44 ans. Le quart seulement des personnes de 65 ans et plus (25 %) étaient couvertes.

La proportion de la population couverte par une assurance-soins dentaires varie considérablement selon la province. Le Québec (41 %), l'Île-du-Prince-Édouard (43 %) et Terre-Neuve (44 %) affichent les taux de couverture les plus faibles, et l'Alberta (66 %) et l'Ontario (64 %), les taux les plus élevés. En Alberta, le taux de personnes couvertes par une assurance-soins dentaires est passé de 57 % en 1996-1997 à 66 % en 1998-1999, soit une hausse de 9 points de pourcentage. À Terre-Neuve, en Nouvelle-Écosse et en Ontario, l'augmentation a été de 4 à 5 points de pourcentage. Les écarts significatifs entre les taux d'assurance-soins dentaires selon le statut socioéconomique sont examinés plus loin, parallèlement aux facteurs socioéconomiques associés à l'utilisation d'autres services de santé.

Consultation de chiropraticiens et de praticiens des médecines douces

En 1998-1999, 11 % de la population de 12 ans et plus ont dit avoir consulté un chiropraticien au cours de l'année précédente. Dans l'ensemble (hommes et femmes confondus), la proportion de personnes qui ont consulté un chiropraticien augmente avec l'âge, passant de 5 % pour les jeunes de 12 à 14 ans à 13 % pour le groupe des 45 à 64 ans. Les proportions sont à peu près les mêmes pour les hommes que pour les femmes. Les résidents des régions urbaines consultent les chiropraticiens en nombre proportionnellement moins élevé que ceux des régions rurales, situation sans doute due aux différences entre les régimes provinciaux d'assurance en ce qui concerne la couverture de ce genre de services.

En 1998-1999, environ 8 % de Canadiens de 12 ans et plus (1,9 million de personnes) ont consulté un praticien de la médecine douce durant l'année qui a précédé l'enquête. Les trois catégories principales de médecine douce sont la massothérapie (4 %), l'homéopathie (2 %) et l'acupuncture (2 %). Les jeunes filles et les femmes de 12 ans et plus recourent à une forme ou l'autre de médecine douce

Utilisation des services de santé

Pour déterminer le nombre de *contacts avec les professionnels de la santé*, on a posé aux personnes qui ont participé à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) la question : « Sans compter les séjours dans un établissement de santé, au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone un(e) [lisez la catégorie] pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux : médecin de famille ou omnipraticien, spécialiste de la vue, autre médecin ou spécialiste, dentiste ou orthodontiste, chiropraticien? » D'après les réponses à cette question, on a construit une variable dérivée pour évaluer le nombre de contacts avec toute catégorie de médecin.

Les *gros utilisateurs ou utilisateurs fréquents de services médicaux* sont les personnes qui ont consulté un médecin au moins dix fois au cours des douze mois qui ont précédé l'entrevue.

Pour déterminer la proportion de personnes couvertes par une assurance-soins dentaires, on a posé la question : « Avez-vous une assurance qui couvre en partie ou en totalité les frais dentaires? ».

La question concernant la couverture par une assurance-médicaments et soins dentaires n'a pas été posée lors du cycle de 1994-1995 de l'ENSP. Afin qu'elle soit aussi inclusive que possible, la question de l'ENSP parle d'« assurance » plutôt que de « couverture par un régime de soins dentaires ». Les données de l'ENSP ne précisent ni la portée ni le genre de couverture pour soins dentaires. On ne possède non plus aucun renseignement sur la part des frais qu'une personne serait disposée à payer, alors que ce genre de dépense pourrait influencer sur le recours aux services d'un dentiste.

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'enquête : « Au cours des 12 derniers mois, est-ce que ... a vu ou consulté un intervenant en médecine douce, comme un acupuncteur, un naturopathe, un homéopathe ou un massothérapeute pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux? » On s'est fondé sur les réponses à cette question pour calculer la proportion de personnes qui ont recouru aux services d'un *praticien des médecines douces*. Aux personnes qui ont répondu « oui », on a posé ensuite la question : « Quel genre d'intervenant... a-t-il (elle) vu ou consulté? ». Le choix de réponse était le suivant : massothérapeute, acupuncteur, homéopathe ou naturopathe, enseignant des techniques Feldenkrais ou Alexander, relaxologue, enseignant des techniques de rétroaction biologique, « rolfer », herboriste, réflexologue, guérisseur spirituel, guérisseur religieux, groupe d'entraide (comme les AA, les groupe de lutte contre le cancer, etc.) et autre. On ne possède aucune donnée sur la démarche suivie par les personnes qui recourent à la médecine douce, ni sur la fréquence des visites aux praticiens des médecines douces ou le coût de ces visites. En outre, l'absence de contact ne signifie pas nécessairement que la personne n'a pas utilisé de remède typique de la médecine douce.

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'ENSP de préciser leur consommation de certains *médicaments* au cours du mois qui a précédé l'entrevue. Celles qui ont dit avoir pris un médicament durant ce mois ont dû indiquer le nombre de

médicaments qu'elles avaient pris au cours des deux derniers jours. Le fait d'avoir pris au moins trois médicaments différents ces deux jours-là est considéré comme un recours à la polymédication.

Pour déterminer la couverture par une *assurance-médicaments*, on a posé la question : « Avez-vous une assurance qui couvre les frais de médicaments d'ordonnance, en totalité ou en partie? » On a demandé aux personnes interrogées d'inclure les régimes privés, gouvernementaux ou offerts par l'employeur.

Pour déterminer l'utilisation des *services de soins à domicile*, on a posé la question : « Avez-vous reçu des services de soins à domicile au cours des 12 derniers mois? » Par services de soins à domicile, on entend des soins de santé ou des services d'aide familiale qui sont dispensés à domicile et dont le coût est assumé, entièrement ou en partie, par le gouvernement. En voici des exemples : soins infirmiers, aide pour prendre un bain, aide pour l'entretien ménager, service de relève, repas livrés à domicile. Les soins à domicile officiels ne représentent qu'une partie des soins prodigués à domicile. Bien que les personnes qui reçoivent des services de soins infirmiers à domicile aient probablement des besoins physiques plus importants, ou du moins, des besoins de soins plus spécialisés que ceux qui peuvent être prodigués par les membres du ménage, il est raisonnable de s'attendre à ce que, à bien des égards, les bénéficiaires de soins officiels à domicile ne diffèrent pas des personnes qui reçoivent des soins non officiels. Cependant, puisqu'on ne dispose d'aucune donnée sur les soins non officiels, les personnes qui ne recevaient que ce genre de soins n'ont pas été regroupées avec celles qui recevaient des soins officiels à domicile.

Lors du cycle de 1996-1997 de l'enquête, on a posé la question : « Avez-vous utilisé des services d'urgence au cours des douze derniers mois? ». La question n'a été posée ni en 1994-1995 ni en 1998-1999. Par *services d'urgence*, on entend des services médicaux reliés à des problèmes de santé graves qui nécessitent des soins immédiats.

Dans le contexte de l'ENSP, les données sur l'*hospitalisation* sont celles recueillies grâce à la question « Au cours des douze derniers mois, ... a-t-il (elle) passé la nuit comme patient(e) à l'hôpital, dans un foyer de soins infirmiers ou dans une maison de convalescence? » à laquelle il fallait répondre par oui ou par non. On n'a pas demandé quelle était la cause de l'hospitalisation. Les personnes qui ont passé plus de trois jours à l'hôpital durant la période observée sont classées dans la catégorie des utilisateurs fréquents des services hospitaliers.

Pour évaluer l'*accès aux services de santé et (ou) les besoins non satisfaits*, on a demandé aux personnes qui ont participé au cycle de 1996-1997 et de 1998-1999 de l'enquête de fournir des renseignements sur les délais éventuels concernant l'obtention de services de santé au cours des douze mois qui ont précédé l'enquête. La question précise était : « Au cours des douze derniers mois, y a-t-il eu un moment où vous avez eu besoin de services de santé mais ne les avez pas obtenus? »

Tableau 2
Consultation d'un dentiste/orthodontiste au cours des 12 mois précédents, population à domicile de 12 ans et plus, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

	Population totale			Pourcentage comparatif de personnes qui ont consulté un dentiste/orthodontiste			Pourcentage comparatif de personnes qui ont consulté un dentiste/orthodontiste		
	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999
	(milliers)			%			%		
Hommes et femmes									
Total	23 950	24 590	24 920	56	58	60*	56	58	60
12 à 14 ans	1 330	1 150	1 130	78	81	84
15 à 24 ans	3 790	3 980	4 070	62	64	65
25 à 44 ans	9 620	9 710	9 550	59	62	62*
45 à 64 ans	5 970	6 340	6 680	52	56	59*
65 ans et plus	3 250	3 420	3 490	38	38	40
Hommes									
Total	11 780	12 100	12 260	55	56	57	55	56	57
12 à 14 ans	710	580	600	79	81	83
15 à 24 ans	1 890	2 030	2 060	61	60	63
25 à 44 ans	4 810	4 850	4 780	56	58	57
45 à 64 ans	2 970	3 150	3 310	52	55	56*
65 ans et plus	1 400	1 480	1 520	41	36	42
Femmes									
Total	12 140	12 500	12 660	57	61	62*	57	61	62
12 à 14 ans	620	570	540	77	80	85
15 à 24 ans	1 890	1 950	2 010	62	67	67
25 à 44 ans	4 810	4 860	4 770	63	66	67*
45 à 64 ans	2 970	3 180	3 370	52	58	62*
65 ans et plus	1 850	1 940	1 970	36	40	38
Résidence									
Rurale	4 020	4 310	4 620	48	52	54*	48	52	54
Urbaine†	19 820	20 270	20 290	58	60	61*	57	59	61
Données manquantes	100	10	10	--	--	--	--	--	--
Catégorie de revenu du ménage									
Inférieure	4 100	3 230	3 160	39	40	39	39	40	39
Moyenne-inférieure	6 860	6 190	6 120	48	50	47	48	51	48
Moyenne-supérieure	8 170	7 960	8 530	63	65	65	62	64	64
Supérieure	3 670	3 110	5 240	75	78	79*	76	78	79
Données manquantes	1 140	4 100	1 860	59	58	57	59	59	56
Province									
Terre-Neuve	480	480	460	38	40	44*	36	39	43
Île-du-Prince-Édouard	110	110	110	55	57	57	54	57	56
Nouvelle-Écosse	760	770	770	53	53	55	53	53	55
Nouveau-Brunswick	630	630	630	49	49	51	49	49	52
Québec	6 030	6 130	6 100	49	51	53*	49	51	53
Ontario	9 050	9 320	9 460	63	66	66*	63	66	66
Manitoba	890	900	890	53	56	58	53	57	59
Saskatchewan	790	800	810	43	45	49	43	46	49
Alberta	2 170	2 240	2 360	55	54	57	54	53	56
Colombie-Britannique	3 040	3 200	3 320	59	62	63	59	62	63

Source des données : Cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé

Nota : Au moment de l'analyse, on ne disposait d'aucun programme bootstrap pour comparer les taux comparatifs au cours du temps. Par conséquent, les comparaisons entre 1994-1995 et 1998-1999 sont fondées sur les taux non corrigés. Comme l'écart entre les taux corrigés et non corrigés est faible, il est peu probable que les inférences fondées sur la comparaison des taux non corrigés soient erronées. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux.

† Zone bâtie continue comptant au moins 1 000 habitants et dont la densité de population est d'au moins 400 habitants par kilomètre carré, d'après les données du recensement précédent.

... N'ayant pas lieu de figurer

-- Forte variabilité d'échantillonnage

* Écart significatif par rapport à 1994-1995

Tableau 3
Assurance-soins dentaires, population à domicile de 12 ans et plus, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1996-1997 et 1998-1999

	Population totale		Pourcentage comparatif de personnes couvertes par une assurance-soins dentaires		Pourcentage comparatif de personnes couvertes par une assurance-soins dentaires	
	1996-1997	1998-1999	1996-1997	1998-1999	1996-1997	1998-1999
	(milliers)		%		%	
Hommes et femmes						
Total	24 590	24 920	53	56*	52	56
12 à 14 ans	1 150	1 130	52	65*
15 à 24 ans	3 980	4 070	54	58*
25 à 44 ans	9 710	9 550	62	63
45 à 64 ans	6 340	6 680	55	59*
65 ans et plus	3 420	3 490	21	25*
Hommes						
Total	12 100	12 260	53	56*	52	56
12 à 14 ans	580	600	51	67*
15 à 24 ans	2 030	2 060	52	57*
25 à 44 ans	4 850	4 780	61	61
45 à 64 ans	3 150	3 310	55	60*
65 ans et plus	1 480	1 520	24	29*
Femmes						
Total	12 500	12 660	52	56*	53	56
12 à 14 ans	570	540	53	64*
15 à 24 ans	1 950	2 010	56	58
25 à 44 ans	4 860	4 770	62	66*
45 à 64 ans	3 180	3 370	54	58*
65 ans et plus	1 940	1 970	20	23*
Résidence						
Rurale	4 310	4 620	46	50*	46	49
Urbaine†	20 270	20 290	54	58*	54	58
Données manquantes	10	10	--	--	--	--
Catégorie de revenu du ménage						
Inférieure	3 230	3 160	23	30*	24	31
Moyenne-inférieure	6 190	6 120	41	41	42	42
Moyenne-supérieure	7 960	8 530	66	65	64	63
Supérieure	3 110	5 240	75	78*	70	75
Données manquantes	4 100	1 860	50	49	51	48
Province						
Terre-Neuve	480	460	41	45*	40	44
Île-du-Prince-Édouard	110	110	47	43	47	43
Nouvelle-Écosse	770	770	48	53*	49	54
Nouveau-Brunswick	630	630	52	55	52	55
Québec	6 130	6 100	39	41	39	41
Ontario	9 320	9 460	60	64*	60	64
Manitoba	900	890	55	55	56	56
Saskatchewan	800	810	48	53	50	55
Alberta	2 240	2 360	57	67*	57	66
Colombie-Britannique	3 200	3 320	58	59	58	59

Source des données : Cycles de 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé

Nota : Au moment de l'analyse, on ne disposait d'aucun programme bootstrap pour comparer les taux comparatifs au cours du temps. Par conséquent, les comparaisons entre 1996-1997 et 1998-1999 sont fondées sur les taux non corrigés. Comme l'écart entre les taux corrigés et non corrigés est faible, il est peu probable que les inférences fondées sur la comparaison des taux non corrigés soient erronées. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux.

† Zone bâtie continue comptant au moins 1 000 habitants et dont la densité de population est d'au moins 400 habitants par kilomètre carré, d'après les données du recensement précédent.

... N'ayant pas lieu de figurer

-- Forte variabilité d'échantillonnage

* Écart significatif par rapport à 1996-1997

en proportion deux fois plus élevée (10 %) que leurs homologues masculins (environ 5 %).

La proportion de personnes qui consultent les chiropraticiens et les praticiens de la médecine douce varie considérablement d'une province à l'autre, probablement en fonction des catégories de services couvertes par les divers régimes provinciaux d'assurance-santé.

Consommation de médicaments et assurance-médicaments

La consommation de plusieurs médicaments, ou polymédication, peut poser un risque d'interaction médicamenteuse indésirable causée par l'usage inapproprié d'un médicament⁴. L'évaluation de la polymédication permet aussi de se faire une idée du rôle réservé à la pharmacothérapie dans le traitement médical de la maladie chronique. En 1998-1999, environ 11 % de la population de 12 ans et plus ont dit avoir consommé au moins trois médicaments d'ordonnance durant les deux jours qui ont précédé l'entrevue. La polymédication est plus prononcée chez les femmes (14 %) que chez les hommes (9 %). Elle a aussi tendance à être plus répandue à Terre-Neuve (15 %), ainsi qu'à l'Île-du-Prince-Édouard et au Nouveau-Brunswick (13 %) que dans les autres provinces.

La part de la population couverte par une assurance-médicaments est à la hausse⁵. Chez les personnes appartenant aux catégories inférieures de revenu, l'augmentation du taux de couverture est sans doute due en partie aux régimes provinciaux d'assurance-santé. En revanche pour les catégories supérieures de revenu, elle est vraisemblablement due à l'achat d'une assurance personnelle ou à la couverture par un régime d'assurance collective offert par l'employeur. Selon les données de l'ENSP de 1998-1999, environ 74 % de la population de 12 ans et plus ont dit être couverts par une assurance-médicaments. La couverture par une assurance-médicaments a tendance à être plus faible chez les jeunes ou les personnes âgées au Canada (tableau 4).

La proportion de personnes couvertes par une assurance-médicaments varie aussi selon la province,

passant d'un peu plus de la moitié (55 %) en Saskatchewan à 82 % au Québec.

La proportion de 55 % observée en Saskatchewan semble faible compte tenu de l'existence, dans cette province, d'un régime d'assurance-médicaments. Cependant, la perception qu'une personne peut avoir d'un tel régime peut tenir à l'existence d'une franchise annuelle ou d'une coassurance. En Saskatchewan, la plupart des résidents paient, par personne ou par famille, une franchise semi-annuelle de 850 \$, sans compter la coassurance de 35 %. Par conséquent, certaines personnes peuvent ne pas considérer qu'elles bénéficient d'un régime d'assurance médicaments.

L'augmentation spectaculaire de la proportion de personnes ayant une assurance-médicaments au Québec est probablement due à l'adoption d'une loi visant à ce que tous les résidents de la province soient couverts par un régime d'assurance-médicaments⁶. L'augmentation de la proportion de personnes couvertes par une assurance-médicaments pourrait aussi tenir à une meilleure connaissance des avantages offerts à l'heure actuelle par divers programmes provinciaux d'assurance-santé. La diminution du taux de chômage durant la période pourrait aussi jouer un rôle, puisque l'accès à un régime d'assurance-médicaments dépend de la situation d'activité.

Services de soins à domicile

On estime qu'en 1998-1999, 613 000 Canadiens adultes, soit 3 % de la population de 18 ans et plus, ont reçu des services de soins à domicile au cours des douze mois qui ont précédé l'enquête. Environ le tiers avaient moins de 65 ans, preuve que les soins à domicile ne se limitent pas à des services de soins gériatriques. Cependant, cette tranche de la population compte une proportion beaucoup plus faible de bénéficiaires de services de soins à domicile que le groupe de personnes d'âge plus avancé. En effet, 1 % seulement de la population à domicile de 65 ans et plus, mais 8 % des personnes de 65 à 79 ans et 28 % des celles de 80 ans et plus ont dit avoir reçu ce genre de services.

Tableau 4
Assurance-médicaments, population à domicile de 12 ans et plus, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1996-1997 et 1998-1999

	Population totale		Pourcentage comparatif de personnes couvertes par une assurance-médicaments		Pourcentage comparatif de personnes couvertes par une assurance-médicaments	
	1996-1997	1998-1999	1996-1997	1998-1999	1996-1997	1998-1999
	(milliers)		%		%	
Hommes et femmes						
Total	24 590	24 920	61	74*	61	74
12 à 14 ans	1 150	1 130	56	71*
15 à 24 ans	3 980	4 070	53	68*
25 à 44 ans	9 710	9 550	65	75*
45 à 64 ans	6 340	6 680	65	77*
65 ans et plus	3 420	3 490	51	72*
Hommes						
Total	12 100	12 260	61	73*	61	73
12 à 14 ans	580	600	56	72*
15 à 24 ans	2 030	2 060	50	66*
25 à 44 ans	4 850	4 780	65	74*
45 à 64 ans	3 150	3 310	65	77*
65 ans et plus	1 480	1 520	55	72*
Femmes						
Total	12 500	12 660	61	74*	61	74
12 à 14 ans	570	540	56	70*
15 à 24 ans	1 950	2 010	57	70*
25 à 44 ans	4 860	4 770	65	76*
45 à 64 ans	3 180	3 370	65	76*
65 ans et plus	1 940	1 970	48	72*
Résidence						
Rurale	4 310	4 620	56	68*	56	68
Urbaine†	20 270	20 290	62	75*	62	75
Données manquantes	10	10	--	--	--	--
Catégorie de revenu du ménage						
Inférieure	3 230	3 160	38	58*	38	56
Moyenne-inférieure	6 190	6 120	53	65*	53	64
Moyenne-supérieure	7 960	8 530	73	79*	72	79
Supérieure	3 110	5 240	76	86*	74	85
Données manquantes	4 100	1 860	55	70*	56	70
Province						
Terre-Neuve	480	460	57	62*	56	62
Île-du-Prince-Édouard	110	110	58	57	58	57
Nouvelle-Écosse	770	770	67	75*	67	75
Nouveau-Brunswick	630	630	63	67	63	67
Québec	6 130	6 100	55	82*	54	82
Ontario	9 320	9 460	66	74*	66	74
Manitoba	900	890	47	64*	48	65
Saskatchewan	800	810	40	55*	40	55
Alberta	2 240	2 360	67	76*	67	76
Colombie-Britannique	3 200	3 320	62	67*	62	67

Source des données : Cycles de 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé

Nota : Au moment de l'analyse, on ne disposait d'aucun programme bootstrap pour comparer les taux comparatifs au cours du temps. Par conséquent, les comparaisons entre 1996-1997 et 1998-1999 sont fondées sur les taux non corrigés. Comme l'écart entre les taux corrigés et non corrigés est faible, il est peu probable que les inférences fondées sur la comparaison des taux non corrigés soient erronées. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux.

† Zone bâtie continue comptant au moins 1 000 habitants et dont la densité de population est d'au moins 400 habitants par kilomètre carré, d'après les données du recensement précédent.

... N'ayant pas lieu de figurer

-- Forte variabilité d'échantillonnage

* Écart significatif par rapport à 1996-1997

L'utilisation des services de soins à domicile par les résidents des régions rurales et urbaines varie peu. Pareillement, les écarts d'une province à l'autre sont faibles. Le taux d'utilisation varie de 1 % à l'Île-du-Prince-Édouard à 3 % en Nouvelle-Écosse, en Ontario, au Manitoba, en Saskatchewan et en Colombie-Britannique.

Services hospitaliers d'urgence

En 1998-1999, 21 % de la population de 12 ans et plus ont utilisé des services d'urgence. Le taux d'utilisation a tendance à être plus élevé pour les femmes (29 %) que pour les hommes (19 %). La variation de l'utilisation des services d'urgence selon l'âge diffère de la courbe habituelle voulant que le taux augmente avec l'âge. En général, ce sont les groupes des 15 à 24 ans et des 25 à 44 ans qui affichent les taux les plus élevés, qu'il s'agisse des hommes ou des femmes. Ces résultats reflètent peut-être les taux assez élevés de traumatismes et d'affections aiguës, comme les crises d'asthme, chez les jeunes.

Hospitalisation

D'après l'ENSP de 1997-1998, 7 % de membres de la population à domicile ont été hospitalisés durant l'année qui a précédé l'enquête (tableau 5). Dans l'ensemble (hommes et femmes confondus), le taux d'utilisation augmente avec l'âge, passant de 3 % pour le groupe des 12 à 14 ans à 16 % pour celui des 65 ans et plus. Les femmes sont non seulement plus susceptibles que les hommes d'être hospitalisées, mais la répartition de l'utilisation des services hospitaliers selon l'âge diffère aussi selon le sexe. Chez l'homme, le taux d'hospitalisation est plus élevé pour le groupe des 12 à 14 ans que pour ceux des 15 à 24 ans et de 25 à 44 ans, puis il diminue avec l'âge. Chez la femme, le taux d'hospitalisation augmente avec l'âge jusqu'au groupe des 25 à 44 ans (vraisemblablement à cause des grossesses), diminue pour le groupe des 45 à 64 ans, puis atteint un sommet pour le groupe des 65 ans et plus.

C'est le Nouveau-Brunswick qui affiche le taux d'hospitalisation le plus élevé (12 %) et l'Ontario, l'Alberta et la Colombie-Britannique qui enregistrent le taux le plus faible (7 %). La tendance est à la

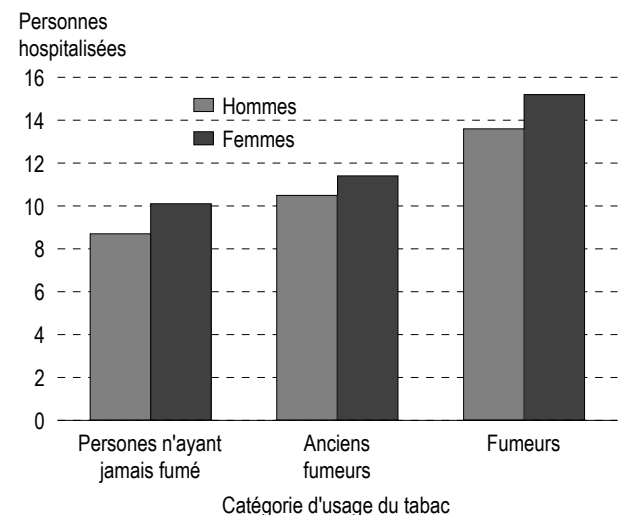
baisse pour toutes les provinces, sauf le Nouveau-Brunswick, où le taux est passé de 9 % à 12 %.

En 1998-1999, 5 % de la population ont séjourné au moins trois jours à l'hôpital. Comme il faut s'y attendre, les taux d'hospitalisation les plus élevés sont observés pour les personnes les plus âgées chez lesquels la prévalence des maladies chroniques est plus forte. Parmi les personnes de 65 ans et plus, 13 % ont été hospitalisés pendant au moins trois jours.

Au Nouveau-Brunswick, 8 % de la population ont passé au moins trois jours à l'hôpital, alors que pour l'Ontario, l'Alberta et la Colombie-Britannique, la proportion est de 4 %. Dans toutes les provinces, sauf le Nouveau-Brunswick, la proportion de personnes hospitalisées au moins trois jours a diminué de 1994-1995 à 1998-1999. Au Nouveau-Brunswick, la proportion est demeurée stable. En 1994-1995, elle était de 7 % et en 1998-1999, de 8 %.

Graphique 1

Pourcentage comparatif de membres de la population à domicile ayant 25 ans et plus en 1994-1995 qui ont été hospitalisés au moins une fois au cours des 30 mois suivants, selon la catégorie d'usage du tabac et le sexe, sept provinces†



Source des données : Fichier de partage des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 couplé aux fichiers de données sur la morbidité hospitalière pour la période de 1994-1995 à 1997-1998

Nota : N'inclut pas les hospitalisations liées à la grossesse.

† Exclusion de Terre-Neuve, du Québec et du Manitoba.

Tableau 5
Hospitalisation au cours des 12 mois précédents, population à domicile de 12 ans et plus, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

	Population totale			Pourcentage comparatif de personnes hospitalisées			Pourcentage comparatif de personnes hospitalisées		
	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999
	(milliers)			%			%		
Hommes et femmes									
Total	23 950	24 590	24 920	9	8	7*	9	8	7
12 à 14 ans	1 330	1 150	1 130	2	3	3
15 à 24 ans	3 790	3 980	4 070	9	6	5*
25 à 44 ans	9 620	9 710	9 550	9	8	6*
45 à 64 ans	5 970	6 340	6 680	8	7	7*
65 ans et plus	3 250	3 420	3 490	17	15	16*
Hommes									
Total	11 780	12 100	12 260	7	6	6*	7	7	6
12 à 14 ans	710	580	600	2	3	5
15 à 24 ans	1 890	2 030	2 060	6	4	3*
25 à 44 ans	4 810	4 850	4 780	5	5	3*
45 à 64 ans	2 970	3 150	3 310	8	7	7
65 ans et plus	1 400	1 480	1 520	17	16	17
Femmes									
Total	12 140	12 500	12 660	12	10	9*	12	10	9
12 à 14 ans	620	570	540	2	2	2
15 à 24 ans	1 890	1 950	2 010	11	8	8*
25 à 44 ans	4 810	4 860	4 770	13	11	9*
45 à 64 ans	2 970	3 180	3 370	9	7	6*
65 ans et plus	1 850	1 940	1 970	17	14	15
Résidence									
Rurale	4 020	4 310	4 620	10	10	8*	10	10	8
Urbaine†	19 820	20 270	20 290	9	8	7*	9	8	7
Données manquantes	100	10	10	--	--	--	--	--	--
Catégorie de revenu du ménage									
Inférieure	4 100	3 230	3 160	14	11	12*	14	11	12
Moyenne-inférieure	6 860	6 190	6 120	10	9	9	9	9	8
Moyenne-supérieure	8 170	7 960	8 530	7	7	7	7	8	7
Supérieure	3 670	3 110	5 240	8	6	5*	9	7	5
Données manquantes	1 140	4 100	1 860	10	7	6*	10	7	6
Province									
Terre-Neuve	480	480	460	9	10	8	10	10	8
Île-du-Prince-Édouard	110	110	110	11	11	9*	11	11	9
Nouvelle-Écosse	760	770	770	10	9	9	10	9	9
Nouveau-Brunswick	630	630	630	9	11	12	9	11	12
Québec	6 030	6 130	6 100	10	9	8*	10	9	8
Ontario	9 050	9 320	9 460	9	7	7*	9	7	7
Manitoba	890	900	890	10	9	8	10	9	8
Saskatchewan	790	800	810	10	8	8*	9	8	8
Alberta	2 170	2 240	2 360	10	7	7*	10	8	7
Colombie-Britannique	3 040	3 200	3 320	8	8	7*	8	8	7

Source des données : Cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé
Nota : Au moment de l'analyse, on ne disposait d'aucun programme bootstrap pour comparer les taux comparatifs au cours du temps. Par conséquent, les comparaisons entre 1994-1995 et 1998-1999 sont fondées sur les taux non corrigés. Comme l'écart entre les taux corrigés et non corrigés est faible, il est peu probable que les inférences fondées sur la comparaison des taux non corrigés soient erronées. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux.
† Zone bâtie continue comptant au moins 1 000 habitants et dont la densité de population est d'au moins 400 habitants par kilomètre carré, d'après les données du recensement précédent.

... N'ayant pas lieu de figurer

-- Forte variabilité d'échantillonnage

* Écart significatif par rapport à 1994-1995

Profil de risque des personnes hospitalisées

Pour pousser plus loin l'analyse de l'hospitalisation, on a couplé le fichier de partage des données de l'ENSP de 1994-1995 aux données sur la morbidité hospitalière recueillies pour 1994-1995, 1995-1996, 1996-1997 et 1997-1998 dans sept provinces. Les personnes les plus susceptibles d'être hospitalisées sont les personnes âgées et les personnes souffrant d'une maladie chronique. Ce sont généralement des hommes présentant des facteurs socioéconomiques confusionnels, comme un faible revenu et un faible

niveau de scolarité, ainsi qu'une plus forte prévalence des facteurs de risque.

En plus du statut socioéconomique (examiné plus loin), les prédicteurs de l'hospitalisation comptent les facteurs suivants :

- *Usage du tabac.* Les taux comparatifs montrent que les fumeurs (14,7 %, intervalle de confiance de 95 % : 13,0-16,3) sont hospitalisés plus souvent que les personnes qui n'ont jamais fumé (9,8 %, intervalle de confiance de 95 % : 8,6-11,0) et que les anciens fumeurs (11,3 %, intervalle de confiance de 95 % : 10,1-12,5) (graphique 1) (voir *État de santé et*

État de santé et comportements qui influent sur la santé

Pour évaluer l'*état de santé général*, on a posé la question : « En général, diriez-vous que votre santé est : excellente? Très bonne? Bonne? Passable? Mauvaise? »

Problèmes de santé chroniques : On a demandé aux personnes qui ont participé à l'ENSP si elles souffraient de certains problèmes de santé de longue durée, c'est-à-dire un état qui persiste ou qui devrait persister six mois ou plus, diagnostiqué par un professionnel de la santé. Puis l'intervieweur a lu une liste de problèmes de santé. Ceux qui sont inclus dans l'analyse sont l'hypertension, le diabète, l'asthme, l'arthrite ou le rhumatisme, les maux de dos, la bronchite chronique ou l'emphysème, la maladie cardiaque, le cancer, les troubles dus à un accident vasculaire cérébral, l'incontinence urinaire, la cataracte, le glaucome, la migraine, la sinusite, l'épilepsie, ainsi que les ulcères à l'estomac et à l'intestin.

Les *catégories d'usage du tabac* sont les suivantes : fumeur — personne qui, à l'heure actuelle, fume quotidiennement ou à l'occasion; ancien fumeur — personne qui, anciennement, fumait quotidiennement ou à l'occasion; personne n'ayant jamais fumé — personne qui n'a jamais consommé de cigarette.

On a défini les *catégories de consommation quotidienne de cigarettes* suivantes : de 1 à 24 cigarettes — fumeur quotidien qui consomme de 1 à 24 cigarettes par jour; 25 cigarettes et plus — fumeur quotidien qui fume au moins 25 cigarettes par jour; personne n'ayant jamais fumé ou ancien fumeur — personne qui fume à l'occasion ou qui n'a jamais fumé.

On a défini les *catégories de buveurs* suivantes : buveur régulier — consommation d'au moins un verre par mois; buveur occasionnel — consommation de moins d'un verre par mois; ancien buveur — personne qui n'a pas consommé un seul verre d'alcool au cours des 12 derniers mois; abstinent — personne n'ayant jamais bu

d'alcool). Lors de l'analyse par régression, on a comparé les buveurs réguliers ou occasionnels aux non-buveurs et aux abstinentes.

On a défini les catégories de *consommation d'alcool* suivantes : gros buveur — personne qui boit tous les jours, au moins trois verres par jour; petit buveur — personnes qui boit tous les jours, mais moins de trois verres par jour ou buveur occasionnel — non-buveur — personne qui n'a pas bu un seul verre au cours des 12 derniers mois ou personne qui n'a jamais bu.

L'*activité physique*, évaluée d'après l'indice d'activité physique, est catégorisée comme suit :

Personne active : personne dont la dépense moyenne d'énergie est égale ou supérieure à 1,5 kcal/kg/jour.

Personne inactive : personne dont la dépense d'énergie est inférieure à 1,5 kcal/kg/jour.

L'*exercice quotidien* se fonde sur la fréquence mensuelle des activités physiques d'une durée de plus de 15 minutes.

Exercice quotidien : au moins 30 fois par mois.

Exercice non quotidien : moins de 30 fois par mois.

Pour évaluer la survenue de *blessures*, on a posé la question : « Au cours des 12 derniers mois, vous êtes-vous blessé(e) suffisamment pour que votre blessure limite vos activités normales? »

On a calculé le *poids corporel* des personnes de 15 à 49 ans, sauf les femmes enceintes, selon la formule suivante : indice de masse corporelle (IMC) = poids (kg)/carré de la taille (mètres) et on a défini les quatre catégories de masse corporelle suivantes : poids insuffisant, IMC inférieur à 20; poids normal, IMC variant de 20 à 24,9; léger surpoids, IMC variant de 25 à 27; poids excessif, IMC supérieur à 27. Par régression, on a comparé le poids normal au léger surpoids et au poids excessif.

Tableau 6

Rapport corrigé pour l'âge et le sexe des cotes exprimant le risque d'une hospitalisation au cours des 30 mois suivants, membres de la population à domicile ayant 25 ans et plus en 1994-1995, selon certaines caractéristiques, sept provinces[†]

	Les deux sexes (corrigé pour le sexe et l'âge)		Hommes (corrigé pour l'âge)		Femmes (corrigé pour l'âge)	
	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Catégorie de revenu du ménage						
Inférieure	1,41*	1,06 - 1,87	1,33	0,85 - 2,06	1,52 *	1,03 - 2,25
Moyenne-inférieure	1,31*	1,03 - 1,68	1,18	0,81 - 1,72	1,41	0,99 - 1,99
Moyenne-supérieure	1,36*	1,07 - 1,73	1,33	0,94 - 1,89	1,38	0,96 - 1,97
Supérieure [‡]	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Niveau de scolarité						
Pas de diplôme d'études secondaires	1,57*	1,26 - 1,96	1,49 *	1,08 - 2,04	1,71 *	1,27 - 2,31
Diplôme d'études secondaires	1,34	0,99 - 1,80	1,08	0,70 - 1,67	1,61 *	1,08 - 2,38
Certaines études postsecondaires	1,23	0,98 - 1,54	0,99	0,70 - 1,41	1,50 *	1,12 - 2,00
Diplôme d'études postsecondaires [‡]	1,00	...	1,00	...	1,00	...
État de santé et utilisation des services de santé						
Au moins une journée d'incapacité [§]	1,68*	1,36 - 2,06	1,64 *	1,19 - 2,26	1,65 *	1,27 - 2,16
Douleur et maux [§]	1,44*	1,12 - 1,85	1,27	0,83 - 1,96	1,49 *	1,09 - 2,04
Séjour d'une nuit à l'hôpital [§]	2,23*	1,81 - 2,76	3,95 *	2,83 - 5,50	2,06 *	1,57 - 2,70
Poids						
Insuffisant	1,02	0,74 - 1,39	1,24	0,68 - 2,24	1,01	0,69 - 1,47
Excessif	1,29*	1,08 - 1,53	1,07	0,82 - 1,41	1,55 *	1,24 - 1,94
Normal [‡]	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Catégorie d'usage du tabac						
Fumeur	1,73*	1,41 - 2,11	1,68 *	1,18 - 2,40	1,72 *	1,32 - 2,23
Ancien fumeur	1,25*	1,03 - 1,52	1,28	0,93 - 1,78	1,10	0,85 - 1,43
Personne n'ayant jamais fumé [‡]	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Consommation quotidienne de cigarettes						
1 à 24	1,48*	1,20 - 1,82	1,42	0,98 - 2,07	1,53 *	1,18 - 2,00
25 et plus	2,10*	1,61 - 2,73	1,88 *	1,29 - 2,75	2,48 *	1,68 - 3,66
Aucune [‡]	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Catégorie de buveur						
Buveur quotidien	0,86	0,65 - 1,13	0,88	0,48 - 1,62	0,85	0,61 - 1,18
Buveur occasionnel	0,97	0,69 - 1,35	1,08	0,52 - 2,23	0,86	0,60 - 1,24
Ancien buveur	1,14	0,85 - 1,54	1,42	0,74 - 2,70	0,97	0,69 - 1,36
Abstinent [‡]	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Consommation d'alcool						
Gros buveur	0,26*	0,12 - 0,55	0,25 *	0,11 - 0,59	0,11	0,00 - >99,00
Petit buveur	0,83	0,69 - 1,00	0,74	0,54 - 1,02	0,88	0,69 - 1,12
Non-buveur [‡]	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Activité physique						
Personne active [§]	0,77*	0,64 - 0,92	0,78 *	0,62 - 0,99	0,70 *	0,56 - 0,88
Exercice quotidien [§]	0,88	0,74 - 1,05	0,91	0,70 - 1,21	0,82	0,65 - 1,04
Situation psychosociale						
Dépression [§]	1,74*	1,23 - 2,46	1,09	0,56 - 2,11	1,99 *	1,31 - 3,05
Stress au travail [§]	1,00	1,00 - 1,01	1,00	0,99 - 1,00	1,01	1,00 - 1,01
Pas de soutien social [§]	1,14	0,90 - 1,43	0,98	0,71 - 1,34	1,31	0,94 - 1,81
Pas d'événement récent [§]	0,75*	0,62 - 0,91	0,72 *	0,54 - 0,97	0,77 *	0,61 - 0,98
Stress [§]	1,40*	1,12 - 1,75	1,09	0,75 - 1,59	1,59 *	1,18 - 2,15
Problèmes de santé chroniques						
Hypertension [§]	1,38*	1,14 - 1,68	1,47 *	1,08 - 2,00	1,37 *	1,08 - 1,76
Diabète [§]	1,40*	1,01 - 1,93	1,46	0,92 - 2,31	1,31	0,80 - 2,14
Maladie cardiaque [§]	1,81*	1,45 - 2,27	2,06 *	1,45 - 2,91	1,53 *	1,12 - 2,09
Asthme [§]	1,86*	1,36 - 2,56	1,18	0,66 - 2,10	2,50 *	1,72 - 3,63
Cancer [§]	1,66*	1,13 - 2,44	1,76	0,91 - 3,42	1,54	0,96 - 2,48
Séquelles d'un accident vasculaire cérébral [§]	2,14*	1,28 - 3,55	1,30	0,56 - 3,02	3,36 *	1,67 - 6,77
Aucun problème de santé de longue durée [§]	0,57*	0,46 - 0,71	0,52 *	0,38 - 0,72	0,62 *	0,47 - 0,82

Source des données : Fichier de partage des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 couplé aux fichiers de données sur la morbidité hospitalière couvrant la période de 1994-1995 à 1997-1998

Nota : N'inclut pas les hospitalisations liées à la grossesse.

† Exclusion de Terre-Neuve, du Québec et du Manitoba.

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

§ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique.

* $p \leq 0,05$

comportements qui influent sur la santé). L'effet important de l'usage courant du tabac sur le risque d'hospitalisation est sensiblement le même chez les femmes et chez les hommes (tableau 6). L'analyse des taux corrigés pour tenir compte de l'âge et du sexe montre aussi que la cote exprimant le risque d'hospitalisation est plus faible pour les anciens fumeurs que pour les personnes qui fument couramment, preuve supplémentaire que renoncer au tabac a un effet bénéfique pour la santé.

Certaines études laissent entendre que les analyses statistiques pourraient produire une surestimation de l'effet de l'usage du tabac parce qu'elles ne tiennent pas compte de facteurs de risque concurrents⁷. Par exemple, certains écarts entre les fumeurs et les non-fumeurs pourraient tenir à la catégorie professionnelle ou au groupe social auquel ils appartiennent, puisqu'il existe généralement une corrélation entre ces caractéristiques et les habitudes quant à l'usage du tabac⁷. Cependant, même si l'on

Tableau 7

Rapports corrigé de cotes exprimant le risque d'hospitalisation au cours des 30 mois suivants - membres de la population à domicile ayant 25 ans et plus en 1994-1995 - selon certaines caractéristiques - sept provinces[†]

	Les deux sexes (tous les facteurs de risque inclus dans le modèle)		Les deux sexes (usage du tabac et consommation d'alcool exclus du modèle)		Les deux sexes (consommation d'alcool exclue du modèle)		Hommes (tous les facteurs de risque inclus dans le modèle)		Femmes (tous les facteurs de risque inclus dans le modèle)	
	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe[‡]	0,97	0,81 - 1,16	0,97	0,82 - 1,16	0,94	0,79 - 1,12
Âge	1,04*	1,03 - 1,05	1,04*	1,03 - 1,04	1,04*	1,03 - 1,05	1,05*	1,04 - 1,06	1,03*	1,03 - 1,04
Catégorie de revenu du ménage										
Inférieure	1,19	0,87 - 1,63	1,32	0,96 - 1,80	1,22	0,90 - 1,66	1,16	0,74 - 1,81	1,27	0,82 - 1,98
Moyenne	1,25	0,95 - 1,54	1,25	0,98 - 1,59	1,21	0,95 - 1,54	1,11	0,77 - 1,59	1,28	0,88 - 1,85
Supérieure [§]	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Niveau de scolarité										
Pas de diplôme d'études secondaires	1,36*	1,07 - 1,74	1,47*	1,16 - 1,87	1,39*	1,10 - 1,77	1,41	1,00 - 1,99	1,37	0,99 - 1,90
Diplôme d'études secondaires	1,26	0,92 - 1,73	1,31	0,96 - 1,80	1,27	0,93 - 1,74	1,09	0,70 - 1,70	1,39	0,91 - 2,13
Certaines études post- secondaires	1,15	0,91 - 1,47	1,20	0,94 - 1,52	1,16	0,92 - 1,47	0,95	0,67 - 1,36	1,37*	1,01 - 1,86
Diplôme d'études post- secondaires [§]	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Poids corporel										
Insuffisant	0,86	0,61 - 1,22	0,91	0,65 - 1,29	0,88	0,62 - 1,25	0,83	0,41 - 1,66	0,93	0,63 - 1,39
Excessif	1,23*	1,04 - 1,47	1,24*	1,04 - 1,47	1,25*	1,05 - 1,49	1,03	0,78 - 1,37	1,48*	1,17 - 1,86
Normal [§]	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Activité physique										
Personne active ^{††}	0,81*	0,69 - 0,97	0,80*	0,67 - 0,95	0,81*	0,68 - 0,97	0,82	0,64 - 1,05	0,81	0,63 - 1,04
Consommation quotidienne de cigarettes										
Aucune [§]	1,00	1,00	...	1,00	...	1,00	...
1 à 24	1,42*	1,14 - 1,77	1,41*	1,13 - 1,75	1,38	0,93 - 2,04	1,45*	1,08 - 1,94
25 et plus	1,99*	1,51 - 2,62	1,90*	1,45 - 2,49	1,86*	1,25 - 2,76	2,21*	1,46 - 3,33
Consommation d'alcool										
Gros buveur	0,22*	0,10 - 0,54	0,21*	0,08 - 0,55	0,11	0,00 - >99,00
Petit buveur	0,84	0,69 - 1,03	0,70*	0,50 - 0,98	0,94	0,73 - 1,21
Non-buveur [§]	1,00	1,00	...	1,00	...

Source des données : Fichier de partage des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 couplé aux fichiers de données sur la morbidité hospitalière couvrant la période de 1994-1995 à 1997-1998

Nota : N'inclut pas les hospitalisations liées à la grossesse.

† Exclusion de Terre-Neuve - du Québec et du Manitoba.

‡ La catégorie de référence est celle des hommes.

§ Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,00

†† La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique.

... N'ayant pas lieu de figurer

* $p \leq 0,05$

inclut d'autres facteurs de risque dans le modèle, on constate que la cote exprimant le risque d'hospitalisation est plus élevée pour les personnes qui fument au moins 25 cigarettes par jour (cote de 2,0, intervalle de confiance de 95 % : 1,5-2,6) chez les autres (tableau 7). En outre, aussi bien chez les hommes que chez les femmes, la cote exprimant le risque d'hospitalisation augmente parallèlement au nombre de cigarettes fumées par jour.

Caractéristiques psychosociales

Les *événements négatifs récents* sont traités comme une variable dichotomique dont la valeur est déterminée d'après l'indice corrigé d'événements récents (0 contre 1 à 10). Les événements négatifs récents incluent la violence physique, la grossesse non souhaitée, l'avortement ou la fausse couche, les difficultés financières graves et les problèmes graves au travail ou à l'école.

Le *soutien social* est défini d'après l'indice de perception du soutien social. Cet indice comprend quatre éléments qui indiquent si les personnes interrogées estiment qu'elles ont quelqu'un à qui elles peuvent se confier, quelqu'un sur qui elles peuvent compter, quelqu'un qui peut leur donner des conseils et quelqu'un qui leur donne le sentiment d'être aimé(e). Le soutien social perçu est autant plus important que la cote est élevée.

Le *stress* est traité comme une variable dichotomique d'après l'indice général de stress chronique. Cet indice général de stress se fonde sur des questions qui sont pertinentes pour toutes les personnes qui participent à l'enquête. Les facteurs de stress incluent la surcharge d'activités, les difficultés financières et les problèmes relationnels. On a comparé les personnes qui obtiennent une cote de 4 à 11 à celles qui obtiennent une cote de 0 à 3.

Conformément à la méthode de Kessler *et al.*⁸, l'ENSP se fonde, pour déceler un épisode dépressif majeur (EDM), sur un sous-ensemble de questions de la *Composite International Diagnostic Interview*. Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif qui sont énumérés dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux* (DSM-III-R)⁹. Les réponses à ces questions sont évaluées sur une échelle à cinq points et la cote obtenue transformée en une estimation de la probabilité d'un diagnostic d'EDM. Les personnes pour lesquelles la probabilité estimative est de 0,9, autrement dit pour lesquelles la certitude d'un diagnostic positif est de 90 %, sont classées dans la catégorie des personnes ayant vécu un épisode dépressif au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue.

• *Activité physique et poids*. Après correction pour tenir compte de l'âge et du sexe, les données indiquent que les hommes et les femmes physiquement inactifs sont plus susceptibles d'être hospitalisés que ceux et celles qui sont actifs (12,3 % contre 3,10 %, $p < 0,01$). C'est pour les femmes les moins actives dont le poids est excessif que le lien est le plus évident (tableau 6). Si l'on introduit d'autres facteurs de risque dans le modèle, les résultats demeurent statistiquement significatifs pour les femmes dont le poids est excessif (tableau 7). Pour les hommes et les femmes regroupés, après l'ajout d'autres facteurs de risque dans le modèle, l'exercice et l'excès de poids sont des facteurs statistiquement significatifs.

• *Consommation d'alcool*. Selon les taux comparatifs calculés ici, les non-buveurs (13,1 %, IC de 95 % : 11,4-14,9) sont hospitalisés en proportion presque deux fois plus forte que les gros buveurs (7,3 %, IC de 95 % : 3,9-10,7). Cependant, le taux d'hospitalisation est également élevé pour les personnes qui boivent quotidiennement, mais sans excès. Si l'on tient compte de l'effet de l'âge, les données montrent que la cote exprimant le risque d'hospitalisation est nettement plus faible pour les hommes qui sont de gros buveurs que pour les non-buveurs. Les résultats demeurent statistiquement significatifs si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs de risque (tableau 7).

L'explication du taux d'hospitalisation beaucoup plus élevé observé pour les non-buveurs que pour les buveurs occasionnels et les gros buveurs pourrait tenir à des facteurs de risque confusionnels. Ainsi, la consommation d'alcool pourrait être interdite aux personnes qui souffrent d'une maladie chronique ou d'une affection qui les obligent à prendre des médicaments d'ordonnance. En outre, le fait que, selon certaines études, les gros buveurs ne soient pas nécessairement de plus gros utilisateurs des services de santé que les personnes qui boivent peu tient sans doute à ce que les gros buveurs omettent souvent de se faire soigner quand ils ont des problèmes de santé^{10,11}.

• *Dépression*. Les femmes déprimées sont plus susceptibles d'être hospitalisées que celles qui ne le sont pas (taux comparatifs : 18,7 % contre 11,5 %,

$p < 0,01$). Cette relation ne s'observe pas pour les hommes (voir *Caractéristiques psychosociales*).

- *Problèmes de santé chroniques.* Comme il faut s'y attendre, les personnes qui ne souffrent d'aucun problème de santé chronique, y compris l'hypertension, le diabète, l'asthme et les séquelles d'un accident vasculaire cérébral, sont moins susceptibles que les autres d'être hospitalisées (taux corrigés pour l'âge et le sexe : 8,1 % contre 13,1 %, $p < 0,01$). Les femmes atteintes de dépression, d'asthme, de séquelles d'un accident vasculaire cérébral ou d'hypertension sont plus susceptibles que les autres d'être hospitalisées; chez les hommes, il en est de même pour ceux qui souffrent d'une maladie cardiaque ou d'hypertension (tableau 6).

- Se considérer en bonne santé est associé au fait de ne pas subir d'hospitalisation.

Mécontentement grandissant

La proportion de Canadiens qui déclarent avoir eu besoin de services de santé mais ne pas les avoir obtenus est passée de 4 % en 1994-1995 à 6 % en 1998-1999. Ce changement graduel paraît peu important, mais, du point de vue de la santé publique, une faible variation de la prévalence touchant la population dans son ensemble a plus d'effet qu'une forte variation ne touchant qu'une faible proportion de la population¹². En valeur absolue, la variation susmentionnée correspond à la différence entre 1,1 million de personnes en 1994-1995 et 1,5 million en 1998-1999. Une plus forte proportion de femmes (7 %) que d'hommes (5 %) ont l'impression que leurs besoins ne sont pas satisfaits.

Une question importante est celle de savoir si le nombre supplémentaire de personnes dont les besoins de services de santé ne sont pas satisfaits représente un sous-ensemble de la population dont les besoins ne sont jamais satisfaits ou si la composition de la population dont les besoins ne sont pas satisfaits évolue au fil du temps.

Grâce aux données du fichier longitudinal de l'ENSP, il est possible d'examiner la distribution des personnes qui ont dit avoir eu besoin de services de santé mais ne pas les avoir obtenus en 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999. Du sous-ensemble de la population totale (4 % dont les besoins n'étaient pas

satisfaits en 1994-1995, environ 7 % ont fait cette déclaration lors des trois cycles de l'enquête et 70 %, uniquement lors du premier cycle. Les autres (23 %) ont déclaré soit une fois soit deux fois que leurs besoins n'avaient pas été satisfaits pour l'ensemble des trois cycles de l'enquête. Notons toutefois que les données ne permettent pas de déterminer si la nature des besoins qui ne sont pas satisfaits évolue ou non avec le temps. En outre, comme l'évaluation des besoins de services de santé non satisfaits se fonde sur des renseignements auto-déclarés, il est impossible de juger de la gravité de la situation. Le mécontentement pourrait varier d'une légère contrariété à une insatisfaction considérable.

Brièvement, si l'on considère l'ensemble de la population, 79 % de personnes ne mentionnent aucun besoin de services de santé insatisfaits lors d'aucun des trois cycles de l'enquête. Environ 19 % déclarent une seule fois que leurs besoins n'ont pas été satisfaits et les 2 % restants le font au moins deux fois.

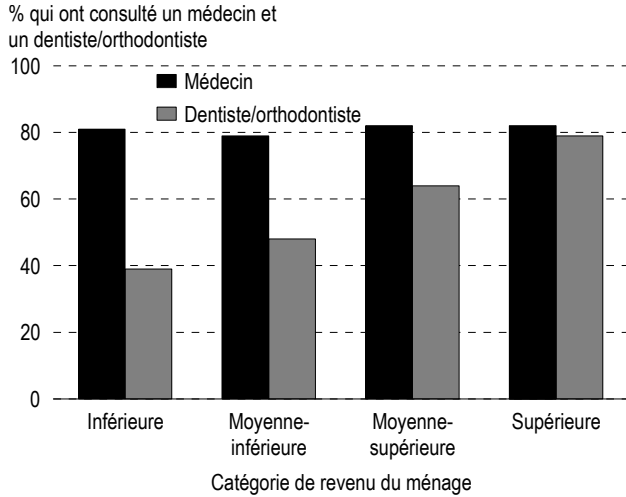
Caractéristiques socioéconomiques et disparités

En raison de l'universalité des régimes publics d'assurance-santé en ce qui concerne les services médicaux indispensables, l'écart entre les proportions de personnes qui ont ou non consulté un médecin observées pour les diverses catégories de revenu du ménage n'est pas significatif (tableau 1). Parallèlement, les personnes appartenant aux catégories inférieures de revenu sont beaucoup plus susceptibles que les autres de recourir fréquemment aux services d'un médecin. Parmi celles qui appartiennent à la catégorie la plus inférieure de revenu, 17 % disent avoir consulté un médecin au moins dix fois, alors que pour la catégorie supérieure de revenu, la proportion est de 8 %.

Contrairement à ce que l'on observe pour la consultation des médecins, le recours aux services d'un dentiste varie considérablement en fonction du statut socioéconomique, tel que mesuré par le niveau de revenu du ménage (voir *Caractéristiques socioéconomiques*). Ainsi, 39 % de personnes classées dans la catégorie inférieure de revenu ont consulté

Graphique 2

Pourcentage comparatif de membres de la population à domicile de 12 ans et plus qui ont consulté un médecin et un dentiste/orthodontiste au cours des 12 derniers mois, selon la catégorie de revenu du ménage, Canada, territoires non compris, 1998-1999



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, échantillon transversal, Fichier santé

un dentiste durant l'année qui a précédé l'entrevue, comparativement à 70 % pour celles appartenant à la catégorie supérieure de revenu, soit un écart de 40 points de pourcentage (tableau 2). L'association entre le revenu et l'obtention de soins dentaires est encore beaucoup plus prononcée que celle entre le revenu et la consultation des médecins (graphique 2). Cette différence tient au fait qu'aux termes de la *Loi canadienne sur la santé*, les services des médecins sont considérés comme médicalement indispensables, tandis que ceux des dentistes ne le sont pas.

De 1994-1995 à 1998-1999, la proportion de personnes qui ont consulté un dentiste est passée de 56 % à 60 %. La hausse s'observe selon le sexe, le lieu de résidence (région urbaine ou rurale) et la province. Cependant, la ventilation selon la catégorie de revenu demeure assez stable pendant toute la période. Les augmentations sont habituellement observées pour les catégories de revenu les plus élevées, si bien qu'en 1998-1999, l'écart entre les catégories inférieure et supérieure de revenu s'était accentué. En 1994-1995, l'écart entre les catégories inférieure et supérieure de revenu du ménage était de 35 points de pourcentage (39 %

comparativement à 76 %), alors qu'en 1998-1999, il se chiffrait à 42 points de pourcentage (39 % comparativement à 79 %).

La couverture par un régime d'assurance-soins dentaires est, elle aussi, fortement associée au revenu du ménage (tableau 3). Le taux de couverture est plus de deux fois plus élevé pour le niveau de revenu le plus élevé que pour le niveau le plus faible (78 % contre 30 %).

Les Canadiens qui appartiennent à la catégorie supérieure de revenu sont plus susceptibles de recourir aux services de chiropraticiens et de praticiens des médecines douces que les personnes dont le revenu est faible. De 1994-1995 à 1998-1999, la prévalence du recours à la médecine douce a augmenté pour toutes les catégories de revenu du ménage, de sorte que l'écart entre les taux de consultation des praticiens des médecines douces observé pour les catégories inférieure et supérieure

Caractéristiques socioéconomiques

La catégorie *vit seul(e)* est définie comme suit :

Vit seul(e) (taille du ménage = 1)

Ne vit pas seul(e) (taille du ménage supérieure à 1).

La *catégorie de revenu du ménage* est déterminée en tenant compte du revenu du ménage ainsi que du nombre de personnes qui composent ce dernier.

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

de revenu s'est accentué. En 1994-1995, environ 4 % de membres de la catégorie inférieure de revenu et 6 % de membres de la catégorie supérieure ont consulté des praticiens des médecines douces. En 1998-1999, les taux correspondants étaient de 6 % et de 10 %.

La proportion de personnes qui prennent plusieurs médicaments diminue à mesure qu'augmente le revenu du ménage. En effet, 16 % de personnes appartenant à la catégorie inférieure de revenu prenaient plusieurs médicaments, mais 10 % seulement de personnes classées dans la catégorie supérieure.

Bien qu'on n'observe aucune variation graduelle de l'utilisation des services de soins à domicile financés par l'État en fonction du niveau de revenu, la cote exprimant la possibilité de recourir à ce genre de services est plus élevée pour les personnes qui appartiennent à la catégorie inférieure que pour

celles qui appartiennent à la catégorie supérieure. L'écart entre les catégories inférieure et supérieure de revenu s'est accentué de 1994-1995 (5 %) à 1998-1999 (7 %). Les personnes qui appartiennent à la catégorie inférieure de revenu sont également plus susceptibles d'être hospitalisées pendant au moins trois jours — 8% pour le niveau de revenu le plus faible et 3 % pour le niveau de revenu le plus élevé.

Les données de l'ENSP de 1996-1997 révèlent aussi une association inverse entre l'utilisation des services d'urgence des hôpitaux et le niveau de revenu du ménage. La proportion de personnes qui ont utilisé des services hospitaliers d'urgence est de 24 % pour celles appartenant à la catégorie inférieure de revenu et de 19 % pour celles appartenant à la catégorie supérieure.

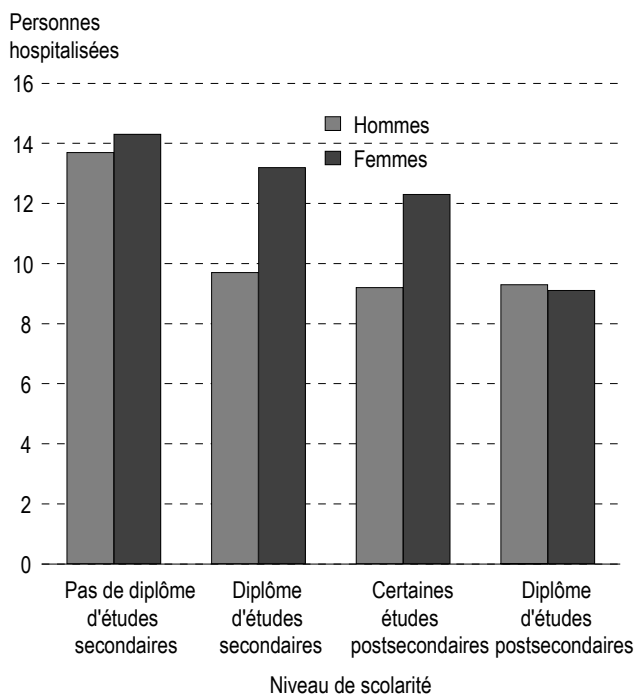
La proportion de personnes appartenant à la catégorie inférieure de revenu qui disent ne pas avoir obtenu de soins au moment où elles en avaient besoin (10 %) est plus forte que pour les autres catégories.

Le couplage des données de l'ENSP de 1994-1995 aux données hospitalières montre qu'il existe une relation nette entre le statut socioéconomique (tel que mesuré par les niveaux de revenu et de scolarité) et l'hospitalisation.

Selon les taux comparatifs, pour la période observée, la proportion d'hommes et de femmes qui ont été hospitalisés est plus forte pour la catégorie inférieure de revenu (12,9 %) que pour la catégorie supérieure (8,5 %, $p=0,03$). On note un lien explicite entre le revenu et l'utilisation des services hospitaliers. La cote exprimant le risque d'hospitalisation est plus élevée pour les personnes dont le revenu est le plus faible que pour celles dont le revenu est le plus élevé (tableau 6). Cependant, si l'on introduit d'autres facteurs de risque dans le modèle, les résultats observés pour le revenu ne sont plus statistiquement significatifs (tableau 7), probablement à cause de la corrélation entre les facteurs de risque et le statut socioéconomique.

Les hommes et les femmes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires sont plus susceptibles d'être hospitalisés (13,8 %, intervalle de confiance de 95 % : 12,0-15,6) que leurs homologues qui ont fait

Graphique 3
Pourcentage comparatif de membres de la population à domicile ayant 25 ans et plus en 1994-1995 qui ont été hospitalisées au moins une fois au cours des 30 mois suivants, selon le niveau de scolarité et le sexe, sept provinces†



Source des données : Fichier de partage des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 couplé aux fichiers de données sur la mortalité hospitalière couvrant la période de 1994-1995 à 1997-1998

Nota : N'inclut pas les hospitalisations liées à la grossesse.

† Exclusion de Terre-Neuve, du Québec et du Manitoba.

des études collégiales ou universitaires (9,3 %, intervalle de confiance de 95 % : 9,7-10,7). Il existe une association manifeste entre le niveau de scolarité et l'utilisation des services hospitaliers, les personnes dont le niveau de scolarité est faible utilisant davantage ces services que celles qui ont décroché au moins leur diplôme d'études secondaires (graphique 3). Si l'on corrige les données pour tenir compte de l'effet de l'âge et du sexe, la cote exprimant le risque d'une hospitalisation reste plus élevée pour les personnes dont le niveau de scolarité est faible (tableau 6). Si l'on tient compte en outre de l'effet des facteurs de risque, le lien entre l'hospitalisation et le niveau de scolarité demeure significatif (tableau 7). Si l'on supprime l'usage du tabac et la consommation d'alcool du modèle, l'effet du niveau de scolarité sur le risque d'une hospitalisation future s'accroît, sans doute parce que la corrélation entre les facteurs de risque et le statut socioéconomique affaiblit le lien entre le niveau de scolarité et l'hospitalisation.

Mot de la fin

Dans une large mesure, le régime universel de soins médicaux mis en place par le Canada garantit l'accès équitable aux services médicaux et hospitaliers, mais n'assure pas nécessairement un bon état de santé. Les Canadiens qui vivent dans un ménage à faible revenu sont plus susceptibles que ceux dont le revenu est élevé de recourir fréquemment aux services des médecins et aux services d'urgence des hôpitaux, d'être hospitalisés, de prendre plusieurs médicaments et d'avoir besoin de services de soins à domicile. Les personnes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires (particulièrement les femmes) sont deux fois plus susceptibles que les autres d'être hospitalisées. Toutes ces observations indiquent que l'état de santé des Canadiens dont le revenu est faible est moins bon que celui des autres.

Les disparités importantes en ce qui concerne l'accès aux services de santé non couverts par le régime canadien d'assurance-santé (comme les soins dentaires) reflètent la répartition inégale de la couverture pour ces services au sein de la population. Par exemple, les jeunes Canadiens, les Canadiens âgés et ceux dont le revenu est faible sont moins

susceptibles d'être couverts par un régime d'assurance-soins dentaires et médicaments. Le taux élevé de couverture observé pour le groupe des personnes d'âge mûr pourrait refléter les avantages sociaux offerts par les employeurs. Ces inégalités persistent malgré l'augmentation de la couverture de l'assurance-médicaments et soins dentaires observée dans la plupart des provinces.

La proportion croissante de personnes qui déclarent que leurs besoins de services de santé ne sont pas satisfaits pourrait refléter le mécontentement grandissant du public qui se voit obligé d'attendre plus longtemps pour obtenir des soins.

L'utilisation des services de soins à domicile est vraisemblablement sous-estimée parce qu'il n'existe aucune définition normalisée de ce genre de services. Le virage progressif vers la prestation de soins communautaires et le vieillissement de la population expliquent probablement le recours plus fréquent aux services de soins à domicile. Parallèlement, la plupart des soins non officiels sont prodigués par des membres de la famille, des amis ou des voisins¹⁰. Le vieillissement de la population et l'augmentation correspondante du nombre de personnes souffrant de maladies chroniques qu'il est préférable de traiter à domicile, ainsi que les progrès de la pharmacothérapie et des autres traitements qui permettent aux malades de sortir plus rapidement de l'hôpital laisse entendre que la demande de services de soins à domicile efficaces augmentera au cours des vingt prochaines années.

L'âge, le faible revenu, ne pas avoir terminé ses études secondaires, se juger en mauvaise santé, ainsi que fumer, être physiquement inactif, avoir un excès de poids et ne pas consommer d'alcool sont des caractéristiques qui sont toutes associées à une probabilité plus forte d'être hospitalisé. Les personnes qui ont des problèmes de santé, y compris celles qui souffrent de dépression, d'hypertension, de diabète, d'une maladie cardiaque, de séquelles d'un accident vasculaire cérébral ou d'asthme, sont également plus susceptibles que les autres d'être hospitalisées.

L'écart entre les taux d'hospitalisation liés à l'usage du tabac observés pour les hommes et pour les

femmes vaut la peine d'être étudié plus en profondeur. Par exemple, selon certaines études réalisées antérieurement, le risque relatif d'hospitalisation était plus faible pour les femmes que pour les hommes qui fument¹³. Le risque relatif plus faible observé pour les fumeuses tenait, pensait-on, au fait que l'exposition moyenne de ces dernières aux effets de la cigarette est plus faible, parce qu'elles commencent à fumer plus tard et fument un moins grand nombre de paquets de cigarettes par jour que leurs homologues masculins¹⁴.

Cette explication était peut-être valide à l'époque, mais les différences entre les habitudes de consommation du tabac des hommes et des femmes se sont estompées au fil du temps¹⁴. Aujourd'hui, les adolescentes fument plus que les adolescents, tendance qui, à long terme, aura sans doute des répercussions significatives sur les profils de morbidité, d'hospitalisation et d'espérance de vie des femmes au Canada. ●

Pour plus de renseignements, s'adresser à Helen Johansen (613-722-5770; johahel@statcan.ca) ou à Wayne J. Millar (613-951-1631; millway@statcan.ca), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

Références

1. R.G. Evans, M.L. Barer, T.R. Marmor eds. « *Why Are Some People Healthy and Others Not?* », First edition. New York: Aldine De Gruyter, 1994.
2. J.L. Tambay, G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. D. Yeo, H. Mantel, T. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », Paper presented at the *American Statistical Association, Proceedings of the Survey Research Methods Section*, Baltimore, août, 1999.
4. W.J. Millar, « La polymédication chez les personnes âgées », *Rapports sur la santé*, 9(4), 1998, p. 11-18 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. J. Lexchin, « Income class and pharmaceutical expenditure in Canada: 1964-1990 », *Canadian Journal of Public Health*, 87(1), 1996, p. 46-51.
6. W.J. Millar, « Disparités des régimes d'assurance-médicaments », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 9-30 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
7. J.J. Weinkam, W. Rosenbaum, T.D. Sterling, « Smoking and hospital utilization », *Social Science and Medicine*, (24)11, 1984, p. 983-986.
8. 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.
9. American Psychiatric Association. « *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux* », troisième édition, Washington, DC, American Psychiatric Association, 1989.
10. R.Z. Goetzel, D.R. Anderson, R.W. Whitmer *et al.* and the Health Enhancement Research Organization (HERO) Research Committee. « The relationship between modifiable health risks and health care expenditures: An analysis of the Multi-Employer HERO Health Risk and Cost Database », *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 40(10), 1998, p. 843-854.
11. R.L. Bertera, « The effects of behaviour risks on absenteeism and health-care costs in the workplace », *Journal of Occupational Medicine*, 33, 1991, p. 1119-1124.
12. J.E. Miller, L.B. Russel, M. Davis *et al.* « Biomedical risk factors for hospital admission in older adults », *Medical Care*, 36(3), 1998, p. 411-421.
13. K.T. Hegemann, A.M. Fraser, R.P. Keaney *et al.* « The effect of age at smoking initiation on lung cancer risk », *Epidemiology*, 4(5), 1993, p. 444-448.
14. J.P. Pierce, M.C. Fiore, T.E. Novotny *et al.* « Trends in cigarette smoking in the United States: Projections to the year 2000 », *Journal of the American Medical Association*, 261, 1989, p. 61.

Annexe

Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)

Bon nombre d'analyses présentées dans ce numéro spécial de *Rapports sur la santé* se fondent sur des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'ENSP est conçue pour recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre la population à domicile et les personnes placées en établissement de santé des provinces et des territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les Bases des forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP comprend une composante transversale et une composante longitudinale. Les personnes qui font partie du panel longitudinal seront suivies pendant une période allant jusqu'à 20 ans.

Échantillons transversaux

Les échantillons transversaux de 1994-1995 et de 1996-1997 (premier et deuxième cycles) comprennent les membres du panel longitudinal ainsi que les personnes sélectionnées dans les échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage additionnelles) demandés par certaines provinces. En 1994-1995, la grande majorité des entrevues ont été effectuées sur place. Par contre, en 1996-1997, la plupart ont été réalisées par téléphone et les personnes faisant partie des échantillons supplémentaires ont été sélectionnées par la méthode de composition aléatoire (CA). L'échantillon transversal de 1998-1999 (troisième cycle) comprend principalement les membres du panel longitudinal et leurs cohabitants. Aucune unité d'échantillonnage supplémentaire n'a été ajoutée à l'échantillon du troisième cycle. Cependant, pour s'assurer que l'échantillon soit représentatif, on a sélectionné au hasard des enfants nés en 1995 et après, ainsi que des immigrants admis au Canada après le début de 1995, que l'on a ajoutés au panel de l'ENSP. En outre, pour remplacer la fraction de l'échantillon perdue par érosion, on a communiqué avec les personnes occupant les logements qui

faisaient partie de la base de sondage initiale, mais dont les membres du ménage n'ont pas participé à l'enquête en 1994-1995 pour leur demander de participer.

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

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

Dans chaque ménage formant la composante longitudinale, la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé en 1996-1997 et en 1998-1999 est celle qui a été sélectionnée au hasard à l'occasion du premier cycle (1994-1995) et, en général, celle qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général au moment des deuxième et troisième cycles. Pour les ménages ajoutés à l'échantillon transversal de 1998-1999 (immigrants, nourrissons et personnes occupant les logements non couverts au premier cycle), la personne sélectionnée au hasard est celle qui a fourni les renseignements pour le Fichier général.

L'échantillon de 1994-1995 de la composante des ménages couvrant les dix provinces comptait 27 263 ménages, dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. Après l'application d'un tri de sélection pour s'assurer que l'échantillon soit représentatif, 20 725 ménages faisaient encore partie du champ d'observation. Dans 18 342 de ces ménages, la personne sélectionnée au hasard avait 12 ans ou plus. Parmi ces personnes, 17 626 ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé, ce qui représente un taux de réponse de 96,1 %.

En 1996-1997, le taux de réponse global au niveau des ménages était de 82,6 %. Le taux de réponse pour les personnes de deux ans et plus sélectionnées au hasard dans ces ménages était de 95,6 %. En 1998-1999, le taux global de réponse au niveau des ménages était de 88,2 %. Le taux de réponse pour les personnes de 0 ans (naissance) et plus sélectionnées dans ces ménages était de 98,5 %.

Échantillon longitudinal

Des 17 626 personnes sélectionnées au hasard en 1994-1995, 14 786 satisfaisaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal de l'ENSP, de même que 468 personnes auprès desquelles on a recueilli uniquement des renseignements généraux et 2 022 des 2 383 personnes de moins de 12 ans sélectionnées au hasard. Donc, en tout, 17 276 membres du panel longitudinal remplissaient les conditions pour être interviewés de nouveau en 1996-1997 et 16 677 étaient encore en vie en 1998-1999. En 1996-1997, le taux de réponse pour le panel longitudinal était de 93,6 % et, en 1998-1999, le taux de réponse, fondé sur la totalité du panel, était de 88,9 %. Donc, 16 168 membres du panel

longitudinal ont participé au cycle de 1996-1997 et on dispose de renseignements complets (autrement dit, renseignements généraux et renseignements détaillés sur la santé lors des deux premiers cycles de l'enquête, survenue du décès ou placement en établissement) sur 15 670 d'entre eux. Le nombre correspondant pour 1998-1999 est de 14 619 personnes. Des renseignements plus détaillés sur le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP figurent dans des rapports déjà publiés au sujet de l'enquête^{1,2}.

Taux de réponse transversaux et longitudinaux, Enquête nationale sur la santé de la population, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999

Niveau de réponse	1994-1995	1996-1997	1998-1999
			%
Transversal			
Ménage	88,7	82,6	88,2
Personne sélectionnée au hasard [†]	96,1	95,6 [‡]	98,5
Panel longitudinal	...	93,6	88,9

[†] 12 ans et plus en 1994-1995; 2 ans et plus en 1996-1997; 0 an (naissance et plus) en 1998-1999.

[‡] N'inclut pas les enfants du Manitoba et de l'Alberta qui faisaient partie de l'échantillon sélectionné par composition aléatoire (CA).

... N'ayant pas lieu de figurer

Références

1. J.-L. Tambay, G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. L. Swain, G. Catlin, M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population - une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).



Pour commander les publications

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



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

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

Ou visiter notre site Internet : www.statcan.ca

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix†		
			Canada	É.-U. (\$US)	Autres pays (\$US)
Rapports sur la santé · par année · l'exemplaire	82-003-XPB	Papier	116 \$	116 \$	116 \$
			35 \$	35 \$	35 \$
· par année · l'exemplaire	82-003-XIF	Internet	87 \$	87 \$	87 \$
			26 \$	26 \$	26 \$
Aperçu des statistiques sur la santé	82F0075XCB	CD-ROM	100 \$	100 \$	100 \$
Rapport statistique sur la santé de la population canadienne	82-570-XIF	Internet	Gratuit	Gratuit	Gratuit
Rapport sur la prévalence de l'usage de la cigarette au Canada, de 1985 à 1999	82F0077XIF	Internet	gratuit	gratuit	gratuit
Statistiques sur la santé · Catalogue des produits et services	82F0058XIF	Internet	Gratuit	Gratuit	Gratuit
Indicateurs sur la santé	82-221-XCB	(remplacé par l'Aperçu des statistiques sur la santé)			
Cancer					
L'incidence du cancer au Canada, de 1969 à 1993	82-566-XPB	Papier	42 \$	42 \$	42 \$
Enquête nationale sur la santé de la population					
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995	82-567-XPB 82-567-XIB	Papier	10 \$	12 \$	14 \$
		Internet	8 \$	8 \$	8 \$
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997	82-567-XPB 82-567-XIB	Papier	35 \$	35 \$	35 \$
		Internet	26 \$	26 \$	26 \$
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées Enquête nationale sur la santé de la population 1996-1997 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$	50 \$	50 \$
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées Enquête nationale sur la santé de la population 1996-1997 – établissements de soins de santé	82M0010GPF	Papier	25 \$	25 \$	25 \$
Renseignements sur l'Enquête nationale sur la santé de la population	82F0068XIF	Internet	Gratuit	Gratuit	Gratuit
Espérance de vie					
Tables de mortalité, Canada et provinces, de 1990 à 1992	84-537-XPB 84-537-XDB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
		Disquette	40 \$	40 \$	40 \$

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

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix†		
			Canada	É.-U. (\$US)	Autres pays (\$US)
État civil					
Tableaux standards					
La Division des statistiques sur la santé prépare les tableaux standards suivants, à partir des années de référence 1996 et 1997.					
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001-XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$
Causes de décès	84F0208XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes	84F0209XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$
Naissances et décès	84F0210XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$
Mariages	84F0212XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$
Divorces	84F0213XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$
Causes principales de décès	84F0503XPB	Papier	20 \$	20 \$	20 \$
Ces tableaux standards peuvent être commandés en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle - voir à la page 91 pour les coordonnées.					
Autre					
Étude de validation d'un couplage d'enregistrements de naissance et de décès infantile au Canada	84F0013XIF	Internet	Gratuit	Gratuit	Gratuit
Renseignements historiques					
Recueil de statistiques de l'état civil, 1996	84-214-XPB	Papier	45 \$	45 \$	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$	33 \$	33 \$
Santé périnatale : grossesse et taux, Canada, de 1974 à 1993	82-568-XPB	Papier	32 \$	39 \$	45 \$
Statistiques choisies sur la mortalité, Canada, de 1921 à 1990	82-548-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Le déclin du mariage au Canada de 1981 à 1991	84-536-XPB	Papier	36 \$	44 \$	51 \$
Hospitalisation					
Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux	82-562-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Maladies cardiovasculaires					
Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada	82F0076XIF	Internet	Gratuit	Gratuit	Gratuit
Maladies et lésions professionnelles					
Dépistage des maladies et lésions professionnelles au Canada (à venir à la fin avril)	84-546-XCB	CD-ROM	500 \$	500 \$	500 \$
Personnel infirmier					
Données sur les infirmiers(ères) autorisés(ées) à l'intention de la direction 1998, tableau standard	83F0005-XPB	Papier	25 \$	25 \$	25 \$
Ce tableau standard peut être commandé en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle - voir à la page 91 pour les coordonnées.					

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



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

Les demandes de totalisations spéciales doivent être adressées aux :

Services personnalisés à la clientèle

Division des statistiques sur la santé

Statistique Canada

Ottawa (Ontario)

K1A 0T6

Téléphone : (613) 951-1746

Télécopieur : (613) 951-0792

Courriel : HD-DS@statcan.ca

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



Fichiers de microdonnées

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

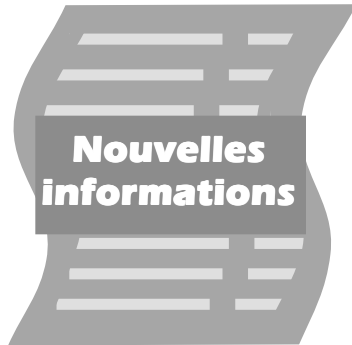
Services personnalisés à la clientèle

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

Fichiers de microdonnées à grande diffusion de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1991-1995	Numéro du produit	Version	Prix†		
			Canada	Autres pays (\$US)	
Cycle 1, 1994-1995					
Composante des ménages	Données, navigateur Beyond 20/20 – Fichier santé seulement, fichier texte ASCII	82F0001XCB 82F0001XDB	CD-ROM Disquette	800 \$ 650 \$	800 \$ 650 \$
Établissements de soins de santé	Fichier texte ASCII	82M0010XDB	Disquette	250 \$	250 \$
Tableaux personnalisés	Ménages Établissements de soins de santé	82C0013 82C0015	Le prix varie selon l'information demandée Le prix varie selon l'information demandée		
Cycle 2, 1996-1997					
Composante des ménages	Ménages – données transversales Navigateur Beyond 20/20 – Fichier santé seulement, fichier texte ASCII	82M0009XCB	CD-ROM	2 000 \$	2 000 \$
Établissements de soins de santé††	Établissements de soins de santé – données transversales, fichier texte ASCII	82M0010XCB	CD-ROM	295 \$	295 \$
Les clients qui achètent la composante ménage des fichiers de microdonnées 1996-1997, recevront gratuitement la composante des établissements					
Tableaux personnalisés	Ménages Établissements de soins de santé	82C0013 82C0015	Le prix varie selon l'information demandée		
Offre spéciale ENSP 1994-1995 et 1996-1997	2 CD-ROM 82F0001XCB 82M0009XCB	2 500 \$	2 500 \$	2 500 \$	

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

‡ Disponible à la fin avril.



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

Statistique Canada est en train de mettre au point une nouvelle enquête, appelée Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), dont la mise en oeuvre a été proposée pour produire, sur une base régulière, des estimations transversales à jour des déterminants de la santé, de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé pour 132 régions socio-sanitaires réparties à travers le Canada.

Veillez visiter notre site web au www.statcan.ca, sous Concepts, définitions et méthodes et sur Documents de discussion ou nouvelles enquêtes, pour des renseignements additionnels.