



N° 82-003-XIF au catalogue

Rapports sur la santé

Vol. 13, n° 1

- Médecine non traditionnelle
- Autoévaluation de la santé
- Survie au cancer



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

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

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

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

Renseignements sur les commandes et les abonnements

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

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

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

Les prix ne comprennent pas les taxes de vente.

La version imprimée peut être commandée par

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

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

Normes de service à la clientèle

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



Statistique Canada
Division de la statistique de la santé

Rapports sur la santé

Volume 13, numéro 1

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2001

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6.

Décembre 2001

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 13, n° 1
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 13, n° 1
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

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

SIGNES CONVENTIONNELS

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

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

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



Au sujet de Rapports sur la santé

Rédactrice en chef
Marie P. Beaudet

Rédactrice principale
Mary Sue Devereaux

Rédactrice
Barbara Riggs

Rédacteur adjoint
Marc Saint-Laurent

Chargée de production
Renée Bourbonnais

Production et composition
Agnes Jones
Robert Pellarin
Micheline Pilon

Vérification des données
Dan Lucas

Administration
Donna Eastman

Rédacteurs associés
Owen Adams
Gary Catlin
Arun Chockalingham
Gerry Hill
Elizabeth Lin
Nazeem Muhajarine
Yves Péron
Georgia Roberts
Eugene Vayda

**Comité directeur de la Division
de la statistique de la santé
pour la recherche et l'analyse**
Gary Catlin, président
Lorna Baillie
Marie P. Beaudet
Martha Fair
Cyril Nair
Ghislaine Villeneuve

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

Rapports sur la santé contient des *Travaux de recherche* et des *Données disponibles*. Les *Travaux de recherche* présentent des analyses approfondies et sont soumis à un examen anonyme par des pairs. Ils sont répertoriés dans Index Medicus et MEDLINE. Les *Données disponibles* sont des résumés de données récentes sur la santé produites par la Division de la statistique de la santé.

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

Demandes de réimpression

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

Versión électronique

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

Recommandation concernant les citations

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

Exemple :

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

Travaux de recherche

Les praticiens de médecine non traditionnelle — profils de consultation 9

En 1998-1999, 3,8 millions d'adultes ont déclaré avoir consulté un praticien de médecine non traditionnelle au cours de l'année précédente. Cela ne signifie aucunement que les soins de santé traditionnels soient pour autant délaissés, car les personnes qui font appel aux services des praticiens de médecine non traditionnelle sont plus susceptibles que celles qui n'y ont pas recours d'avoir un médecin traitant et d'avoir consulté des spécialistes.

Wayne J. Millar

Taux relatifs de survie à cinq ans - cancers de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon 25

Parmi les personnes de 15 ans et plus chez lesquelles on a posé un diagnostic de cancer en 1992, celles qui étaient atteintes d'un cancer de la prostate ou du sein avaient le taux relatif de survie à cinq ans le plus élevé, tandis que celles qui souffraient d'un cancer du poumon avaient le taux le plus faible. Le pronostic lié au cancer de la prostate et à celui du sein s'avère moins favorable dans les cas où le diagnostic a été posé à un âge plus jeune ou plus avancé. Les taux relatifs de survie au cancer du côlon et du rectum varient peu selon l'âge. Quant aux taux relatifs de survie au cancer du poumon, ils diminuent lorsque l'âge augmente, et ce, tant chez l'homme que chez la femme.

Larry F. Ellison, Laurie Gibbons et le Groupe d'analyse de la survie au cancer au Canada

Déterminants de l'autoévaluation de la santé 39

Les facteurs dont les gens tiennent compte dans la façon de percevoir leur santé vont bien au-delà des problèmes d'ordre physique et comprennent en outre le mode de vie, les facteurs psychosociaux et les facteurs socioéconomiques. Un changement dans l'état de santé ou encore dans les comportements qui influent sur la santé, tout comme certaines modifications des facteurs psychosociaux, influent aussi sur l'autoévaluation de la santé.

Margot Shields et Shahin Shooshtari



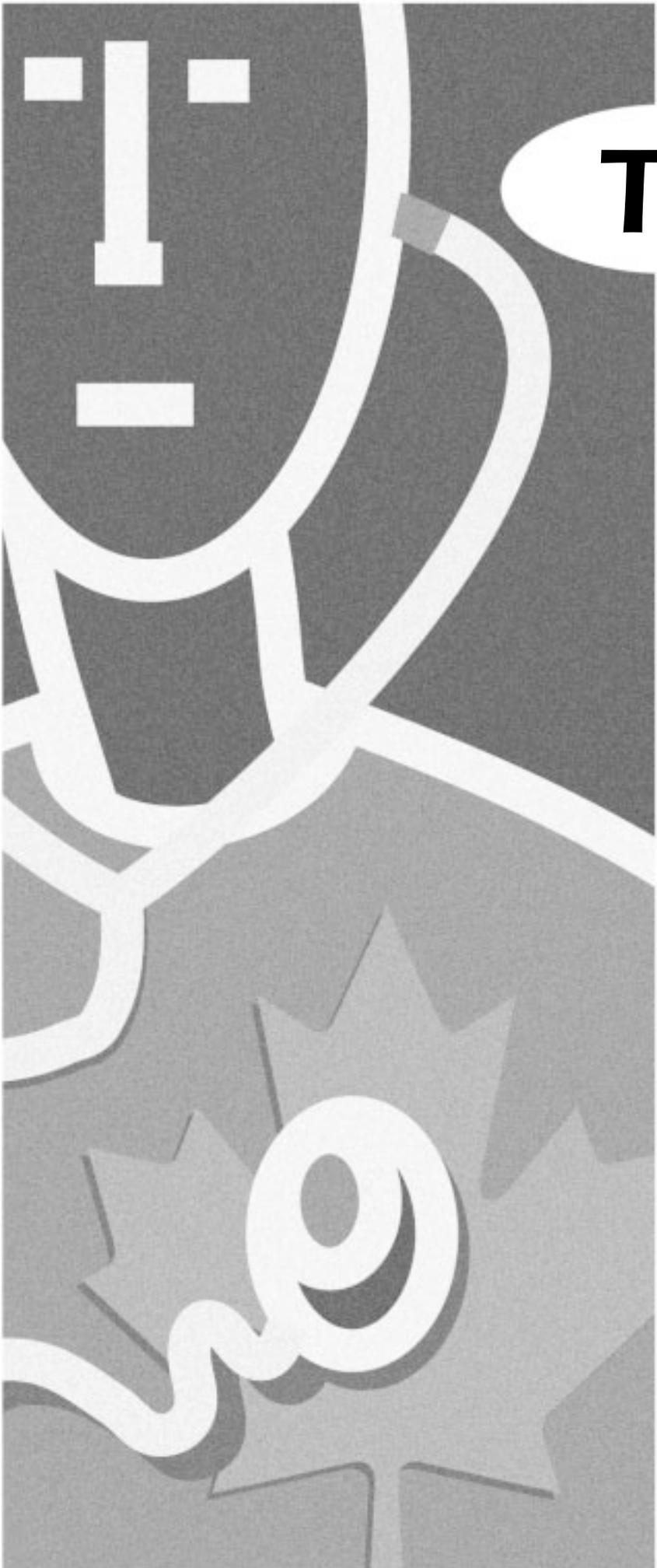
Données disponibles

Statistique de la santé mentale, 1998-1999 67
Indicateurs de la santé, vol. 2001, n° 2 67

Pour commander les publications

..... 71

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

The graphic features a dark grey background with white and light grey abstract shapes. On the left, there are stylized human figures: one at the top with a rectangular face and a vertical line for a nose, and another below it with a more rounded face and a wavy line for a mouth. To the right of these figures is a large, light grey gear with a white outline. The overall style is modern and minimalist.

Travaux de recherche

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

Les praticiens de médecine non traditionnelle — profils de consultation

Wayne J. Millar

Le système de santé canadien connaît présentement une transition au moment même où les gouvernements s'efforcent de parer à l'escalade des coûts. Parallèlement, la médecine traditionnelle ne cesse d'évoluer, et nombre de personnes demandent et utilisent une gamme plus étendue de services de santé. S'ils continuent de compter sur les soins de santé dits classiques, les Canadiens se tournent aussi de plus en plus vers les médecines non traditionnelles¹. Par conséquent, les gouvernements provinciaux se doivent de se familiariser avec toute la gamme de pratiques courantes en matière de soins, et ce, pour une grande variété de modalités de traitement.

Les médecines non traditionnelles, ou complémentaires, englobent un large éventail de méthodes thérapeutiques. Elles renvoient généralement aux traitements et aux modes de prestation de soins dont l'enseignement n'est pas répandu dans les facultés de médecine, dont l'usage n'est pas régulier dans les hôpitaux et qui, habituellement, ne sont pas couverts par les régimes d'assurance-maladie². Ces traitements peuvent être utilisés seuls, en combinaison avec d'autres

Résumé

Objectifs

Le présent article porte sur la consultation des praticiens de médecine non traditionnelle et sur les caractéristiques des personnes qui recourent à leurs services.

Source des données

Les données proviennent des composantes longitudinale (1994-1995 à 1998-1999) et transversale (1998-1999) des ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada.

Techniques d'analyse

L'analyse présente des données descriptives sur la consultation des praticiens de médecine non traditionnelle. La régression logistique permet ensuite de comparer les cotes exprimant la possibilité de consulter un praticien de médecine non traditionnelle en tenant compte de l'effet d'un certain nombre de facteurs connexes.

Principaux résultats

En 1998-1999, environ 3,8 millions de Canadiens ont consulté un praticien de médecine non traditionnelle. Une proportion assez forte de femmes, de personnes de 25 à 64 ans et d'habitants des provinces de l'Ouest ont dit recourir à ce genre de soins. L'asthme et les maux de dos sont associés de façon significative à la consultation de praticiens de médecine non traditionnelle, même si l'on tient compte de l'effet de facteurs connexes, dont la douleur chronique.

Mots-clés

Médecine non traditionnelle, comportement influant sur la santé, état de santé, accès aux services de santé.

Auteur

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

Source des données

La présente analyse se fonde sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada, pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population des 10 provinces. Lancée en 1994-1995, l'ENSP permet de recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre la population à domicile et les personnes qui vivent en établissement de santé dans les provinces et les 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 de l'échantillon longitudinal seront suivies pendant une période allant jusqu'à 20 ans.

Échantillons transversaux : Les échantillons transversaux des premier et deuxième cycle (1994-1995 et 1996-1997) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) comprennent les membres du panel longitudinal et d'autres membres de leur ménage, ainsi que les personnes sélectionnées dans les échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage supplémentaires) demandés par certaines provinces. En 1994-1995, la grande majorité des interviews ont été réalisées sur place. Par contre, en 1996-1997, la plupart des interviews ont été réalisées par téléphone et les échantillons supplémentaires ont été sélectionnés par la méthode de composition aléatoire. L'échantillon transversal du troisième cycle (1998-1999) comprend principalement les membres du panel longitudinal et leurs cohabitants. De nouveau, la plupart des interviews ont été réalisées par téléphone. Bien qu'il n'y ait eu aucun achat d'unités d'échantillonnage supplémentaires lors du troisième cycle, des enfants nés en 1995 ou après et des immigrants arrivés au Canada après 1994 ont été sélectionnés au hasard et ajoutés à l'échantillon afin que celui-ci demeure représentatif de la population. En outre, pour remplacer la partie de l'échantillon perdue par érosion, on a communiqué avec les habitants des logements qui faisaient partie de la base de sondage originale, mais dont les membres avaient refusé de participer à l'enquête en 1994-1995, pour leur demander de participer en 1998-1999.

Les données de l'ENSP sont regroupées dans deux fichiers. Le Fichier général comprend les données sociodémographiques et certaines données sur la santé obtenues pour tous les membres des ménages participants. Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé recueillis auprès d'une personne sélectionnée au hasard dans chaque ménage participant, ainsi que les renseignements sur la santé de cette personne qui figurent dans le Fichier général.

En 1994-1995, dans chaque ménage sélectionné, une personne bien informée a fourni pour chaque membre du ménage des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé que l'on a regroupés dans le Fichier général. En outre, dans chacun de ces ménages, on a choisi au hasard une personne, qui n'était pas nécessairement la personne bien informée susmentionnée, à laquelle on a demandé de fournir des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé.

Dans chaque ménage formant la composante longitudinale des deuxième et troisième cycles (1996-1997 et 1998-1999), la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé était celle qui avait été sélectionnée au hasard à l'occasion du premier cycle (1994-1995) et, en général, celle qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général lors des deuxième et troisième cycles, si on considère qu'elle était bien informée pour ce faire. Dans chaque ménage ajouté à l'échantillon transversal de 1996-1997 (achat d'unités d'échantillonnage supplémentaires), un membre bien informé, qui n'était pas nécessairement la personne sélectionnée au hasard pour répondre aux questions sur la santé, a fourni des renseignements généraux sur tous les membres du ménage pour le Fichier général. Dans les ménages qui ont été ajoutés à l'échantillon transversal de 1998-1999 (immigrants, nouveau-nés et ménages sélectionnés au départ mais qui n'avaient pas participé au premier cycle de l'enquête), la personne sélectionnée au hasard était généralement celle qui a fourni les renseignements pour le Fichier général, dans la mesure où, encore une fois, elle était bien informée.

En 1994-1995, l'échantillon de la composante des ménages n'incluant pas les personnes qui vivent en établissement de santé et couvrant les 10 provinces comptait 27 263 ménages, dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. Après l'application d'un tri de sélection pour que l'échantillon reste 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 et plus. De ces personnes sélectionnées au hasard, 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 à l'égard des ménages était de 82,6 %. Le taux de réponse des personnes de 2 ans et plus sélectionnées au hasard dans ces ménages était de 95,6 %. En 1998-1999, le taux de réponse global à l'égard des ménages était de 88,2 %. Le taux de réponse relatif à l'échantillon de personnes de 0 an et plus sélectionnées au hasard dans ces ménages était de 98,5 %.

Source des données – fin

Échantillon longitudinal : Des 17 626 personnes sélectionnées au hasard en 1994-1995, 14 786 répondaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal de l'ENSP, de même que 468 personnes à l'égard desquelles seuls des renseignements généraux ont été recueillis. En outre, 2 022 des 2 383 personnes de moins de 12 ans sélectionnées au hasard répondaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal. Donc, 17 276 personnes remplissaient les conditions pour être réinterviewées en 1996-1997 et 16 677 vivaient encore en 1998-1999. Le taux de réponse obtenu pour le panel longitudinal en 1996-1997 était de 93,6 % et celui obtenu en 1998-1999 pour le panel complet était de 88,9 %. Des 16 168 personnes qui ont participé à l'enquête en 1996-1997, 15 670 ont fourni des renseignements complets, c'est-à-dire qu'elles ont fourni des renseignements généraux et des renseignements détaillés sur leur santé lors des deux premiers cycles de l'enquête ou qu'elles étaient

décédées ou avaient été placées en établissement. Pour 1998-1999, le nombre correspondant est de 14 619 personnes. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP sont décrits plus en détail dans des rapports publiés antérieurement^{5,6}.

La présente analyse se limite aux membres de la population à domicile de 18 ans et plus. Pour les composantes transversales des cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999, la taille de l'échantillon était de 16 291, 68 282 et 14 150 personnes, respectivement. La taille de l'échantillon longitudinal de personnes de 18 ans et plus sur lesquelles on possède des renseignements généraux et des renseignements sur la santé (fichier longitudinal complet) est de 11 161 personnes. Les membres du panel longitudinal décédés ou placés en établissement de santé ont été exclus.

thérapies non classiques ou auxiliairement à la médecine traditionnelle². Les personnes qui consultent les praticiens de médecine non traditionnelle cherchent parfois simplement à prévenir la maladie, ou à maintenir ou à améliorer leur état de santé général. Elles peuvent aussi chercher à soulager les effets d'affections difficiles à traiter ou associées à des douleurs chroniques, comme les maux de dos.

À l'aide des plus récentes données tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), le présent article décrit le recours aux praticiens de médecine non traditionnelle au Canada. Ces professionnels comprennent notamment les massothérapeutes, les homéopathes, les naturopathes et les acuponcteurs (voir *Définitions*). À l'instar d'études antérieures, l'analyse comprend aussi les chiropraticiens^{3,4}. Après un bref examen des données sur le recours aux praticiens de médecine non traditionnelle lors des trois premiers cycles de l'ENSP (de 1994-1995 à 1998-1999), celles sur le recours aux services de ces praticiens en 1998-1999 sont analysées plus en détail. On présente aussi la description de certaines caractéristiques sociodémographiques, de certains comportements qui influent sur la santé et de l'utilisation des services

de santé traditionnels par des personnes qui consultent les prestataires de soins non traditionnels, ainsi que l'analyse détaillée du lien entre le recours aux praticiens de médecine non traditionnelle et l'existence de certains problèmes de santé chroniques et de douleurs (voir *Source des données, Techniques d'analyse et Limites*). Les questions de la pertinence, de l'efficacité et du coût des thérapies non traditionnelles ne sont ici aucunement abordées.

Nombre de consultants à la hausse

Selon les estimations fondées sur les données de l'ENSP de 1998-1999, quelque 3,8 millions de Canadiens de 18 ans et plus ont consulté un praticien de médecine non traditionnelle l'année qui a précédé l'enquête. Ce chiffre représente 17 % de la population, proportion significativement plus élevée que les 15 % observés en 1994-1995, lors du premier cycle de l'ENSP (tableau 1, tableau A en annexe). Durant la période visée, le recours aux chiropraticiens considérés isolément est demeuré stable; l'augmentation du recours aux praticiens d'autres médecines non traditionnelles (excluant les chiropraticiens) rend compte de l'augmentation globale des consultations (données non présentées).

Tableau 1

Consultation des praticiens de médecine non traditionnelle, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

	Population totale			Consultation d'un praticien de médecine non traditionnelle l'année précédente					
	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995		1996-1997		1998-1999	
	en milliers			en milliers	%	en milliers	%	en milliers	%
Les deux sexes	21 388	22 160	22 568	3 164	15	3 464	16	3 779	17*
Hommes	10 487	10 836	11 030	1 353	13	1 488	14	1 570	14*
Femmes	10 901	11 324	11 538	1 811	17	1 976	17	2 209	19*

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

* Valeur significativement plus élevée que celle observée pour 1994-1995 ($p < 0,05$).

Chez la femme, la consultation des praticiens de médecine non traditionnelle est passée de 17 % en 1994-1995 à 19 % en 1998-1999. Bien que la proportion d'hommes qui consultent ce genre de praticiens ait également augmenté de façon significative, l'écart est moins prononcé (13 % et 14 %).

Chez de nombreuses personnes, la consultation de praticiens de médecine non traditionnelle est épisodique plutôt que systématique. De 1994-1995 à 1998-1999, environ 3 personnes de 18 ans et plus sur 10 ont consulté un de ces praticiens (tableau 2). Parmi ces consultants, plus de la moitié (54 %) ont déclaré ne l'avoir fait que lors d'un seul cycle de l'enquête (graphique 1). Le quart ont dit avoir consulté un praticien de médecine non traditionnelle lors de deux des trois cycles et 22 %, lors des

trois cycles. Comme ils se fondent sur les réponses données par les mêmes personnes lors des trois cycles de l'enquête, ces résultats donnent à penser que la consultation des praticiens de médecine non traditionnelle n'est pas nécessairement une pratique régulière. Cette utilisation à court terme pourrait avoir plusieurs explications, y compris le fait d'avoir résolu le problème visé, de constater que le traitement est inefficace ou d'être incapable de poursuivre le traitement pour des raisons financières ou autres. Cependant, les soins non traditionnels sont manifestement une option à long terme pour nombre de personnes, puisque, selon les résultats

Tableau 2

Consultation des praticiens de médecine non traditionnelle, population à domicile de 18 ans et plus†, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 1998-1999

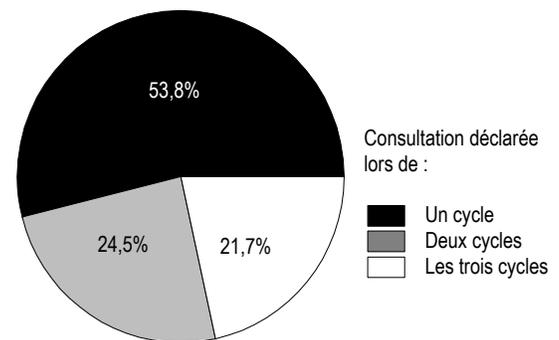
	Population	%
	en milliers	
Total	20 195	100,0
Consultation d'un praticien de médecine non traditionnelle		
Un cycle	3 201	15,9
Deux cycles	1 462	7,2
Les trois cycles	1 292	6,4
Aucune consultation (les trois cycles)	14 240	70,5

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

† Fondée sur l'échantillon de personnes qui étaient en vie en 1998-1999, qui n'avaient pas été placées en établissement de santé et qui ont fourni des réponses complètes lors des trois cycles de l'enquête.

Graphique 1

Proportion de personnes qui ont dit avoir consulté un praticien de médecine non traditionnelle lors d'un, de deux ou des trois cycles de l'ENSP, population à domicile de 18 ans et plus†, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 1998-1999



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

† Fondée sur un échantillon de 3 061 personnes qui étaient encore en vie en 1998-1999, qui n'avaient pas été placées en établissement de santé, qui avaient fourni des réponses complètes lors des trois cycles de l'enquête et qui ont déclaré avoir consulté au moins une fois un praticien de médecine non traditionnelle.

de l'enquête, 1,3 million de personnes y ont eu recours l'année qui a précédé chacun des trois cycles de l'enquête.

Femmes plus susceptibles d'y recourir

En 1998-1999, une plus forte proportion d'hommes que de femmes ont dit avoir consulté un praticien de médecine non traditionnelle l'année précédente :

Techniques d'analyse

Les données transversales de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population observée lors de chaque cycle de l'enquête. Les données longitudinales, quant à elles, ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population observée au moment où l'enquête a débuté (1994-1995). Pour tenir compte des effets du plan de sondage, les estimations de la variance ont été produites par la méthode *bootstrap*⁷⁻⁹.

La présente analyse fournit des renseignements descriptifs sur la consultation des praticiens de médecine non traditionnelle. Le choix des variables a été fait en se basant sur une revue des études publiées et sur les indicateurs que les données de l'ENSP permettent de calculer. Des modèles de régression logistique ont servi à comparer les cotes exprimant la possibilité de consulter un praticien de médecine non traditionnelle. Pour évaluer l'association entre certains problèmes de santé chroniques, la douleur chronique et la consultation de ces praticiens, on commence par déterminer quelles maladies sont associées à leur consultation lorsqu'on tient compte de l'effet de l'âge, du sexe, de la province, du niveau de scolarité, du revenu du ménage, du nombre de problèmes de santé chroniques, de la tendance à l'autotraitement et des besoins de soins de santé perçus comme insatisfaits. Bien que l'analyse tienne compte de tous les problèmes de santé pour lesquels des données de l'ENSP sont disponibles, le présent rapport ne fait état que des résultats obtenus à l'égard des seuls problèmes pour lesquels une association positive a été observée. La variable de la douleur chronique est ensuite introduite dans le modèle pour déterminer si l'association entre la maladie chronique et le recours aux prestataires de soins non traditionnels persiste. Enfin, on détermine si les comportements, éventuellement préventifs, ayant un effet sur la santé ou l'utilisation de certains services de santé diffèrent pour les personnes qui recourent aux services de prestataires de soins non traditionnels et celles qui ne le font pas.

Tableau 3

Consultation des praticiens de médecine non traditionnelle, population à domicile de 18 ans et plus, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Population estimative	A consulté un praticien de médecine non traditionnelle	
		l'année précédente	
	en milliers	en milliers	%
Total	22 568	3 779	17
Sexe			
Hommes†	11 030	1 570	14
Femmes	11 538	2 209	19*
Groupe d'âge			
18 à 24 ans	2 855	321	11
25 à 44 ans	9 548	1 793	19*
45 à 64 ans	6 677	1 270	19*
65 et plus†	3 488	395	11
Province			
Terre-Neuve†	405	13	3‡
Île-du-Prince-Édouard	100	5	6
Nouvelle-Écosse	698	58	8*
Nouveau-Brunswick	568	51	9*
Québec	5 581	856	15*
Ontario	8 544	1 273	15*
Manitoba	805	170	21*
Saskatchewan	726	155	21*
Alberta	2 094	522	25*
Colombie-Britannique	3 047	676	22*
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires†	5 096	619	12
Diplôme d'études secondaires	3 596	554	15*
Études postsecondaires partielles	6 159	1 053	17*
Diplôme collégial/universitaire	7 690	1 551	20*
Données manquantes	27	--	--
Revenu du ménage			
Inférieur†	2 848	332	12
Moyen-inférieur	5 568	789	14*
Moyen-supérieur	7 839	1 488	19*
Supérieur	4 750	947	20*
Données manquantes	1 562	223	14
Problèmes de santé chroniques			
Aucun†	8 640	990	11
Un	5 981	1 030	17*
Deux	3 739	698	19*
Trois et plus	4 131	1 044	25*
Données manquantes	78	--	--
Douleurs chroniques			
Oui	3 358	885	26*
Non†	19 200	2 895	15
Données manquantes	9	--	--
Tendance à l'autotraitement			
Faible†	5 801	684	12
Moyenne	11 190	1 884	17*
Forte	4 818	1 139	24*
Données manquantes	758	73	10‡
Besoins de soins de santé perçus comme insatisfaits			
Non†	21 053	3 343	16
Oui	1 494	433	29*
Données manquantes	20	--	--

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

† Catégorie de référence.

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

* Valeur significativement plus élevée que celle observée pour la catégorie de référence ($p < 0,05$).

-- Échantillon trop petit pour produire une estimation fiable.

Tableau 4

Rapports corrigés de cotes pour la consultation des praticiens de médecine non traditionnelle, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe		
Hommes†	1,00	...
Femmes	1,30*	1,16 - 1,46
Groupe d'âge		
18 à 24 ans	1,25	0,94 - 1,67
25 à 44 ans	1,91*	1,56 - 2,33
45 à 64 ans	1,75*	1,42 - 2,17
65 ans et plus†	1,00	...
Province		
Terre-Neuve†	1,00	...
Île-du-Prince-Édouard	1,57	0,85 - 2,91
Nouvelle-Écosse	2,25*	1,24 - 4,10
Nouveau-Brunswick	2,84*	1,61 - 5,00
Québec	5,77*	3,43 - 9,73
Ontario	4,40*	2,65 - 7,32
Manitoba	7,27*	4,24 - 12,46
Saskatchewan	7,84*	4,55 - 13,48
Alberta	8,35*	4,88 - 14,28
Colombie-Britannique	7,47*	4,39 - 12,71
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,00	...
Diplôme d'études secondaires	1,16	0,93 - 1,46
Études postsecondaires partielles	1,23*	1,01 - 1,49
Diplôme collégial/universitaire	1,42*	1,18 - 1,71
Revenu du ménage		
Inférieur†	1,00	...
Moyen-inférieur	1,33*	1,05 - 1,69
Moyen-supérieur	1,76*	1,40 - 2,21
Supérieur	1,69*	1,33 - 2,14
Problèmes de santé chroniques		
Aucun†	1,00	...
Un	1,56*	1,32 - 1,84
Deux	1,71*	1,41 - 2,07
Tois et plus	2,39*	1,96 - 2,91
Douleurs chroniques		
Non†	1,00	...
Oui	1,75*	1,47 - 2,08
Tendance à l'autotraitement		
Faible†	1,00	...
Moyenne	1,27*	1,08 - 1,50
Forte	1,72*	1,44 - 2,06
Besoins de soins de santé perçus comme insatisfaits		
Non†	1,00	...
Oui	1,51*	1,21 - 1,90

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

Nota : Fondés sur un échantillon de 13 746 personnes. La catégorie « données manquantes » a été incluse dans le modèle pour le revenu du ménage afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais le rapport de cotes n'est pas présenté.
† Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,00.

* $p < 0,05$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

19 % comparativement à 14 % (2,2 millions contre 1,6 million) (tableau 3). Naturellement, nombre de facteurs pourraient être associés à l'utilisation de ce genre de soins, y compris la province de résidence, le niveau de scolarité, le revenu du ménage, le nombre de problèmes de santé chroniques, la douleur chronique, la tendance à l'autotraitement et les besoins de soins de santé perçus comme insatisfaits. Si l'on tient compte de l'effet de tous ces facteurs, la cote exprimant la possibilité de consulter un praticien de médecine non traditionnelle s'avère plus élevée pour les femmes que pour les hommes (tableau 4).

Le recours aux soins non traditionnels semble être un phénomène caractéristique du « milieu de la vie ». Parmi les groupes des 25 à 44 ans et des 45 à 64 ans, la proportion de personnes ayant consulté un praticien de médecine non traditionnelle est de 19 %. Par contre, elle est d'environ 11 % pour les jeunes (18 à 24 ans) ainsi que pour les personnes âgées (65 ans et plus). Ce profil persiste même si l'on tient compte de l'effet de tous les autres facteurs considérés comme liés à l'utilisation des soins non traditionnels pour lesquels on possède des données. La cote exprimant la possibilité de consulter un praticien de médecine non traditionnelle est plus élevée pour les groupes d'âge moyen (25 à 44 ans et 44 à 64 ans) que pour les personnes âgées.

Phénomène observé surtout dans l'Ouest

Le recours aux médecines non traditionnelles diffère considérablement d'une province à l'autre, ce qui n'est pas étonnant, puisque leur couverture par les divers régimes provinciaux d'assurance-maladie varie. Dans les provinces de l'Atlantique, de 3 % à 9 % de personnes ont consulté un praticien de médecine non traditionnelle en 1998-1999. Par contre, la proportion est de 15 % au Québec et en Ontario, et de 21 % à 25 % dans les provinces de l'Ouest (tableau 3). Comparativement à la population de référence de Terre-Neuve, la cote exprimant la possibilité de consulter un praticien de médecine non traditionnelle est nettement plus élevée pour toutes les autres provinces, sauf l'Île-du-Prince-Édouard (tableau 4). La consultation

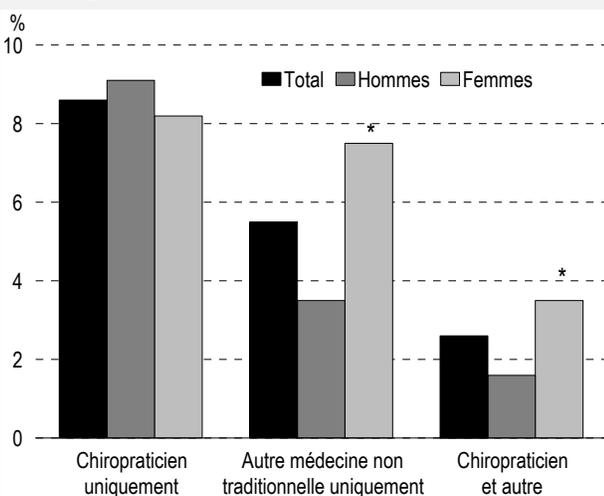
Praticiens de médecine non traditionnelle

Pour les besoins de la présente analyse, le taux de consultation des *praticiens de médecine non traditionnelle* a été déterminé d'après les réponses à deux questions de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). La plupart des praticiens de médecine non traditionnelle sont couverts par la question suivante : « Au cours des douze derniers mois, avez-vous vu ou consulté un intervenant en médecine douce, comme un acuponcteur, un homéopathe ou un massothérapeute pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux? » Aux personnes qui ont répondu « oui », on a demandé quel genre de praticien elles avaient vu ou consulté.

Les chiropraticiens ne figuraient pas sur la liste des praticiens de médecine douce, mais ils figuraient sur la liste des réponses possibles à la question ayant trait à la consultation de divers professionnels de la santé : « Au cours des douze derniers mois, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone [lire la catégorie] pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux? ».

Selon une étude récente fondée sur les données de l'ENSP, les chiropraticiens sont les praticiens de médecine non traditionnelle consultés le plus fréquemment¹. À ce même égard, la présente analyse témoigne de résultats similaires. En 1998-1999, les chiropraticiens ont été les praticiens de médecine non traditionnelle le plus fréquemment consultés par les Canadiens de 18 ans et plus des deux sexes. Les femmes et les hommes étaient aussi susceptibles les uns que les autres d'avoir consulté un chiropraticien l'année qui a précédé l'enquête. Par contre, une proportion nettement plus forte de femmes que d'hommes ont dit avoir consulté une autre catégorie de praticiens de médecine non traditionnelle.

Consultation des praticiens de médecine non traditionnelle, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999



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

* Valeur significativement plus élevée que celle observée pour les hommes ($p < 0,01$).

De même, les femmes étaient plus susceptibles que les hommes de déclarer avoir consulté un chiropraticien ainsi qu'un autre praticien de médecine non traditionnelle l'année précédente.

La *chiropratique* se concentre sur la relation entre la structure (principalement de la colonne vertébrale) et la fonction (principalement du système nerveux) du corps humain en vue de rétablir et de préserver la santé¹⁰. Les chiropraticiens recourent à des manipulations plutôt qu'à des interventions chirurgicales ou à l'administration de médicaments pour traiter leurs patients. Les domaines de spécialisation de la chiropratique ont rapport à d'autres domaines de spécialisation médicale, comme l'orthopédie, la neurologie et la médecine sportive¹¹. Dans plusieurs provinces du Canada (Colombie-Britannique, Alberta, Saskatchewan, Manitoba et Ontario), les services des chiropraticiens sont couverts en partie par le régime d'assurance-maladie provincial¹⁰.

La *massothérapie* se fonde sur l'hypothèse que le dysfonctionnement d'une partie du corps peut avoir des répercussions sur le fonctionnement d'autres parties distinctes, qui ne sont pas nécessairement reliées directement. Le massage comprend des techniques manuelles, y compris l'application d'une pression fixe ou mobile et des manipulations en vue d'immobiliser une partie du corps ou de la faire bouger. Le massage à l'aide des mains est celui qui est employé le plus couramment, mais les avant-bras, les coudes et les pieds sont parfois utilisés également. Ces techniques ont un effet sur l'appareil musculo-squelettique, le système circulatoire et lymphatique et le système nerveux¹¹.

L'*acuponcture* est un volet de la médecine chinoise dont l'origine remonte à au moins 2 500 ans. Ce mode de traitement repose sur le principe selon lequel l'organisme est parcouru par des flux d'énergie qui suivent des trajectoires particulières. Les acuponcteurs soutiennent que la perturbation du flux énergétique a des répercussions négatives sur la santé. L'acuponcture représente un ensemble de procédures visant à stimuler divers sièges anatomiques de la peau par diverses techniques (y compris l'application de minuscules aiguilles)¹².

L'*homéopathie* repose sur deux principes fondamentaux. L'un est la « loi de similitude » selon laquelle toute substance qui produit certains symptômes chez un individu devrait pouvoir être utilisée pour traiter les mêmes symptômes chez une personne malade¹³. L'autre consiste à utiliser des doses minimales de remèdes pour stimuler les propres mécanismes de guérison de l'organisme¹³. Les remèdes homéopathiques sont préparés à partir de substances naturelles[†] d'origine végétale, animale ou minérale¹¹. L'homéopathie est généralement axée sur la personne plutôt que sur la symptomatologie courante¹⁴.

La naturopathie est une méthode de traitement sans médicament qui s'appuie souvent sur les éléments naturels, comme l'air, la lumière, la chaleur ou l'eau. Cette discipline englobe diverses thérapies, y compris la nutrition clinique, l'hydrothérapie, la médecine par les plantes et le counselling en mode de vie¹⁵.

Définitions

L'analyse porte sur quatre groupes d'âge : 18 à 24 ans, 25 à 44 ans, 45 à 64 ans et 65 ans et plus.

Le *niveau de scolarité* a été déterminé d'après le plus haut niveau d'études atteint. Quatre groupes ont ainsi été formés : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles et diplôme collégial ou universitaire.

La catégorie de revenu du ménage a été définie d'après le nombre de personnes dans le ménage et le revenu total de celui-ci en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue de l'enquête. Les catégories de revenu utilisées sont les suivantes :

Catégorie revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Inférieur	1 ou 2	Moins de 15 000 \$
	3 ou 4	Moins de 20 000 \$
	5 ou plus	Moins de 30 000 \$
Moyen-inférieur	1 ou 2	15 000 \$ à 29 999 \$
	3 ou 4	20 000 \$ à 39 999 \$
	5 ou plus	30 000 \$ à 59 999 \$
Moyen-supérieur	1 ou 2	30 000 \$ à 59 999 \$
	3 ou 4	40 000 \$ à 79 999 \$
	5 ou plus	60 000 \$ à 79 999 \$
Supérieur	1 ou 2	60 000 \$ et plus
	3 ou plus	80 000 \$ et plus
Inconnu	Sans objet	Non déclaré

Pour déterminer l'existence et le nombre de problèmes de santé chroniques, on a demandé aux participants à l'enquête si « un professionnel de la santé avait diagnostiqué chez eux certains problèmes de santé de longue durée, c'est-à-dire des problèmes de santé qui avaient persisté, ou qui devraient persister, six mois ou plus ». Les problèmes de santé chroniques inclus dans la présente analyse sont l'asthme, l'arthrite ou le rhumatisme, les maux de dos (sauf ceux dus à l'arthrite), l'hypertension, la migraine, la bronchite chronique ou l'emphysème, le diabète, la maladie cardiaque, le cancer, les ulcères à l'estomac ou à l'intestin, les troubles intestinaux tels que la maladie de Crohn ou la colite et les troubles thyroïdiens.

Les personnes qui ont déclaré qu'elles n'étaient pas « habituellement sans douleurs ou malaises » ont été considérées comme souffrant de douleurs chroniques.

On s'est fondé sur les réactions à cinq énoncés du questionnaire de l'ENSP de 1998-1999 pour déterminer la *tendance à l'autotraitement* :

- Je préfère les médecins qui me donnent des choix ou des options et qui me laissent décider moi-même quoi faire (échelle de cotation inverse).
- Les patients ne devraient jamais remettre en question l'autorité du médecin.
- Je préfère que le médecin assume l'entière responsabilité pour mes soins médicaux.
- De façon générale, à l'exception d'une maladie grave, il vaut mieux prendre soin de sa propre santé que consulter un médecin (échelle de cotation inverse).
- Il est presque toujours préférable de consulter un médecin que d'essayer de se soigner soi-même.

Les participants à l'enquête ont été invités à donner leur opinion sur chaque énoncé au moyen d'une échelle à cinq points, allant de « tout à fait d'accord » (cote de 1) à « entièrement en désaccord » (cote de 5). Puis les valeurs ont été recodées sur une échelle allant de 0 à 4 pour calculer les scores : 0 indique que la personne préfère se fier à un médecin et 4, qu'elle préfère l'autotraitement. Une échelle de cotation inverse a été appliquée pour les premier et quatrième énoncés. Les scores variaient de 0 à 20 et ont été regroupés en trois catégories : de 0 à 9, faible tendance à l'autotraitement; de 10 à 14, tendance moyenne à l'autotraitement; de 15 à 20, forte tendance à l'autotraitement (environ 25 % des personnes interrogées se classent dans cette dernière catégorie).

On a demandé aux participants à l'enquête s'il leur était jamais arrivé, au cours des 12 derniers mois, d'avoir le sentiment d'avoir besoin de soins de santé mais de ne pas les avoir obtenus. Les personnes qui ont répondu affirmativement ont été classées dans la catégorie des *besoins de soins de santé perçus comme insatisfaits*.

Pour déterminer la catégorie d'usage du tabac, les participants à l'enquête se sont vu demander s'ils fumaient des cigarettes chaque jour, à l'occasion ou jamais. Pour les besoins de l'analyse, deux catégories ont été formées, à savoir les fumeurs (usage quotidien ou occasionnel de la cigarette) et les non-fumeurs (anciens fumeurs ou personnes n'ayant jamais fumé).

Le niveau d'activité physique a été déterminé en calculant, pour chaque personne, la dépense d'énergie (DE) qu'exige chaque activité entreprise durant les loisirs. Le calcul de la DE se fait donc en multipliant le nombre de fois qu'une personne s'est adonnée à une activité au cours d'une période de 12 mois par la durée moyenne de l'activité (exprimée en heures) et par la dépense

Définitions – fin

énergétique entraînée par l'activité en question (exprimée en kilocalories dépensées par kilo de masse corporelle par heure d'activité). Pour calculer la DE quotidienne moyenne que nécessite l'activité, l'estimation a été divisée par 365. Ce calcul a été répété pour toutes les activités entreprises durant les loisirs, avant que les résultats ne soient ensuite totalisés afin d'obtenir la DE quotidienne moyenne agrégée. Ainsi, les personnes dont la DE estimative durant les loisirs était inférieure à 1,5 cal/kg/jour sont dites physiquement inactives ou sédentaires. Une valeur comprise entre 1,5 et 2,9 cal/kg/jour correspond à une activité physique d'intensité modérée. Enfin, les personnes dont la DE estimative est égale ou supérieure à 3,0 cal/kg/jour sont considérées comme physiquement actives. Cette mesure pourrait sous-estimer l'activité physique totale, puisqu'elle ne tient pas compte de l'activité physique au travail ou durant les tâches ménagères.

Les *Lignes directrices canadiennes concernant les niveaux de poids associés à la santé* s'appuient sur l'indice de masse corporelle (IMC) pour établir la fourchette de poids acceptables appliquée pour déterminer les conditions de poids excessif et d'insuffisance pondérale¹⁶. L'IMC se calcule en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Les femmes enceintes ont été exclues de l'analyse. On a considéré comme obèses les personnes dont l'IMC était égal ou supérieur à 27.

Pour déterminer le *recours à la polymédication*, les participants à l'enquête se sont vu demander combien de médicaments différents elles avaient pris au cours des deux derniers jours. Celles qui ont dit avoir pris plus de trois médicaments ont été considérées comme ayant recours à la polymédication.

L'utilisation de *suppléments vitaminiques/minéraux* se fonde sur des questions concernant l'utilisation de suppléments au cours des

quatre semaines qui ont précédé l'entrevue, ainsi que sur leur utilisation hebdomadaire et quotidienne. Quatre groupes ont ainsi été formés, à savoir les utilisateurs réguliers (personnes qui avaient pris des vitamines/minéraux régulièrement au cours des quatre dernières semaines et pendant au moins cinq jours la semaine qui a précédé l'entrevue) et les utilisateurs inférieurs ou les non-utilisateurs (non-utilisateurs, utilisateurs occasionnels, utilisateurs réguliers au cours des quatre dernières semaines, mais moins de cinq jours la semaine qui a précédé l'entrevue).

L'*importance accordée à la nutrition dans le maintien/l'amélioration de la santé* a été établie d'après les réponses positives à la question : « Choisissez-vous certains aliments ou en évitez-vous d'autres parce que vous vous préoccupez du maintien ou de l'amélioration de votre santé? ».

Les réponses positives à des questions concernant le choix des aliments ont permis de déterminer quelles personnes avaient tendance à *éviter les aliments riches en matières grasses, en sel ou en sucre*.

Plusieurs aspects de l'*utilisation des services de santé* ont été sélectionnés. Ainsi, les participants à l'enquête se sont vu demander s'ils avaient un *médecin traitant*. Le nombre de consultations de différents professionnels de la santé a ensuite été déterminé en leur demandant combien de fois ils avaient consulté certains praticiens, y compris un médecin de famille ou un omnipraticien. Une variable dérivée a été créée pour mesurer le nombre de consultations d'un médecin de famille ou d'un omnipraticien, ou d'un spécialiste, au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue. Pour établir la *vérification de la tension artérielle au cours de la dernière année*, la question suivante a été posée « Quand avez-vous fait prendre votre pression artérielle pour la dernière fois? ».

plus fréquente de ce genre de spécialistes dans l'Ouest du Canada pourrait tenir aux régimes d'assurance-maladie des quatre provinces de l'Ouest qui couvrent une partie des services des chiropraticiens, l'un des traitements non traditionnels le plus couramment utilisé (voir *Praticiens de médecine non conventionnelle*). En fait, si l'on tient compte de l'effet du remboursement des soins des chiropraticiens par les régimes provinciaux d'assurance-maladie, la cote exprimant la possibilité de consulter un chiropraticien est plus élevée pour

les personnes qui vivent dans une province où ce genre de soins sont couverts (données non présentées).

Variations selon le niveau de scolarité et le revenu

La consultation des praticiens de médecine non traditionnelle augmente avec le niveau de scolarité : près d'une personne sur cinq (20 %) ayant un diplôme d'études collégiales ou universitaires a dit avoir consulté un tel praticien. En revanche, 12 %

Limites

Les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) sont autodéclarées ou déclarées par procuration et l'on ignore dans quelle mesure l'erreur de déclaration les rend inexacts. La majeure partie de l'analyse se fonde sur des données transversales; par conséquent, il est possible de décrire les liens entre variables, mais non de déduire les relations de cause à effet. Les résultats pourraient être biaisés si la volonté de répondre à des questions sur l'état de santé et sur l'utilisation des services de santé n'était pas la même pour certains groupes présentant des caractéristiques sociodémographiques différentes. Une autre source éventuelle de biais tient au fait que la composante des ménages de l'ENSP ne comprend pas les personnes qui vivent dans les collectivités isolées du Nord ou dans les réserves indiennes, les sans-abri et les personnes qui vivent en établissement de santé, comme les personnes ayant une déficience intellectuelle, les personnes âgées ou les patients des hôpitaux. Ces exclusions empêchent d'examiner les soins de santé reçus par les personnes courant un risque élevé d'être malades¹⁷.

Dans la présente analyse, comme il est courant de le faire^{3,4}, les chiropraticiens sont considérés comme des praticiens « de médecine non traditionnelle ». L'ENSP permet de recueillir des données sur la consultation de plusieurs autres catégories de praticiens (massothérapeutes, acuponcteurs, enseignants des techniques Feldenkrais ou Alexander ou des techniques de rétroaction biologique et relaxologiques, par exemple). Toutefois, comme les nombres de consultants sont assez faibles, des données détaillées selon la catégorie de praticiens ne sont pas présentées ici.

Les questions de l'ENSP se rapportent à la consultation de praticiens de médecine non traditionnelle plutôt qu'au recours plus général à des soins non traditionnels. Par conséquent, certaines personnes pourraient ne pas consulter ce genre de praticiens, mais néanmoins suivre une forme ou l'autre de traitement non traditionnel.

Bien que l'ENSP fournisse des renseignements sur la consultation des praticiens de médecine non traditionnelle et sur la prévalence de divers problèmes de santé chroniques, on ne peut établir aucun lien direct entre les deux variables. L'incapacité à catégoriser les

participants à l'enquête selon le problème de santé particulier pour lequel ils consultent un praticien de médecine non traditionnelle limite l'interprétation des données.

Une autre limite de l'analyse tient au fait qu'on ne dispose pas de renseignements sur tous les facteurs qui incitent à consulter les praticiens de médecine non traditionnelle. On ne sait notamment rien du rôle relatif joué par les problèmes de santé chroniques ou les facteurs qui régissent les décisions des patients. Par exemple, dans certains cas, un patient pourrait être adressé directement à ce genre de spécialistes par le médecin traitant, tandis que dans d'autres, la décision pourrait être motivée par des facteurs comme le désenchantement à l'égard de la médecine traditionnelle.

L'analyse de la consultation des praticiens de médecine non traditionnelle à l'échelle nationale ou provinciale pourrait masquer certains groupes chez lesquels le recours à une telle médecine est plus fréquent. Par exemple, l'enquête ne permet pas d'étudier le recours aux acuponcteurs ou aux herboristes au sein de la collectivité chinoise ni le recours à la médecine traditionnelle chez les Autochtones.

En outre, puisque l'enquête ne fournit aucun renseignement sur le coût des services de santé associé à la consultation des praticiens de médecine non traditionnelle, la question n'a pu être étudiée.

Cependant, la variation du taux de consultation des praticiens de médecine non traditionnelle selon la province pourrait refléter le financement de divers services de soins non traditionnels aux termes des régimes d'assurance-maladie provinciaux. En vertu de la législation provinciale sur la santé, la Saskatchewan, le Manitoba, la Colombie-Britannique, l'Alberta et l'Ontario offrent au moins le remboursement partiel des honoraires versés aux chiropraticiens. Au Québec, l'assurance-maladie provinciale n'englobe pas les services des chiropraticiens et dans les provinces de l'Atlantique, ces services ne sont pas remboursés ou le sont de façon très limitée. Les employeurs des secteurs public et privé peuvent aussi assumer partiellement ou entièrement les frais liés à la consultation de certains praticiens de médecine non traditionnelle. Les services des massothérapeutes, des acuponcteurs et des chiropraticiens sont ceux qui sont le plus fréquemment couverts aux termes des régimes parrainés par les employeurs.

de personnes n'ayant pas obtenu leur diplôme d'études secondaires ont dit avoir consulté (tableau 3).

Comme il faut s'y attendre, puisque nombre de frais associés au traitement par les médecines non traditionnelles ne sont pas remboursés, les personnes

appartenant aux catégories supérieures de revenu du ménage ont tendance à recourir plus fréquemment que les autres à ce genre de médecine. Ainsi, 20 % de personnes appartenant aux catégories moyenne-supérieure et supérieure de revenu, mais seulement 12 % de personnes appartenant à la

catégorie inférieure, ont dit consulter des praticiens de médecine non traditionnelle.

Si l'on tient compte de l'effet du sexe, de l'âge, de la province, du nombre de problèmes de santé chroniques, de la douleur chronique et d'autres facteurs, ces liens entre le niveau de scolarité ou le niveau de revenu et l'utilisation des médecines non traditionnelles persistent. La cote exprimant la possibilité de recourir à ce genre de soins est plus élevée pour les personnes qui ont au moins fait des études postsecondaires partielles que pour celles qui n'ont pas obtenu leur diplôme d'études secondaires. En outre, cette cote est plus élevée pour les personnes appartenant aux trois catégories supérieures de revenu du ménage que pour celles appartenant à la catégorie inférieure.

En ce qui concerne les chiropraticiens, si l'on tient compte du niveau de revenu du ménage et du financement des services par un régime d'assurance provincial, on constate que ces deux facteurs sont associés de façon significative à la consultation de ces praticiens (données non présentées).

Problèmes de santé chroniques, douleurs chroniques

La consultation des praticiens de médecine non traditionnelle augmente parallèlement au nombre déclaré de problèmes de santé chroniques. La proportion de personnes souffrant d'au moins trois problèmes de santé chroniques diagnostiqués qui ont consulté un praticien de médecine non traditionnelle est plus de deux fois plus élevée que celle observée pour les personnes ne souffrant d'aucun problème de santé chronique (25 % contre 11 %). La douleur chronique est également un facteur important. Plus du quart (26 %) des personnes éprouvant une douleur chronique ont dit recourir aux services d'un praticien de médecine non traditionnelle comparativement à 15 % de personnes qui n'éprouvent aucune douleur chronique.

Tenir compte de l'effet des autres facteurs montre qu'il existe une association entre le nombre de problèmes de santé chroniques, ainsi que l'existence d'une douleur chronique et la consultation de praticiens de médecine non traditionnelle. La cote exprimant la possibilité de consulter un de ces

praticiens est plus de deux fois plus élevée pour les personnes souffrant d'au moins trois problèmes de santé chroniques que pour celles qui n'en présentent aucun. La cote est également élevée pour les personnes souffrant d'un ou de deux problèmes de santé chroniques. Enfin, elle est près de deux fois plus élevée pour celles qui souffrent de douleurs chroniques que pour celles qui n'éprouvent pas ce genre de douleurs.

Autotraitement/besoins insatisfaits

La tendance à s'en remettre à l'autorité d'un médecin plutôt qu'à se soigner soi-même, ou inversement, est associée à la consultation de praticiens de médecine non traditionnelle. Parmi les personnes qui croient fortement à l'autotraitement (cote élevée; voir *Définitions*), 24 % ont dit avoir consulté un praticien de médecine non traditionnelle l'année qui a précédé l'enquête. Par contre, seulement 12 % de celles qui obtiennent une faible cote, donc qui ne sont pas des adeptes de l'autotraitement, en ont fait de même (tableau 3). En outre, les personnes qui estiment que le système de soins de santé traditionnels ne répond pas à leurs besoins sont plus susceptibles de rechercher d'autres modes de traitement. Environ 29 % de ces personnes ont dit avoir consulté un praticien de médecine non traditionnelle par comparaison à 16 % de celles qui n'ont pas le sentiment que leurs besoins de soins sont insatisfaits.

Si l'on tient compte de l'effet de tous les autres facteurs, la cote exprimant la possibilité d'avoir consulté un praticien de médecine non traditionnelle est plus élevée pour les personnes qui croient le plus en l'autotraitement (cote moyenne ou élevée) que pour celles qui n'y croient que faiblement (cote faible) (tableau 4). En outre, la cote exprimant la possibilité de recourir aux services d'un praticien de médecine non traditionnelle est environ une fois et demie plus élevée pour les personnes qui estiment que leurs besoins de soins de santé ne sont pas satisfaits que pour celles qui n'ont pas ce sentiment.

Soulagement de la douleur

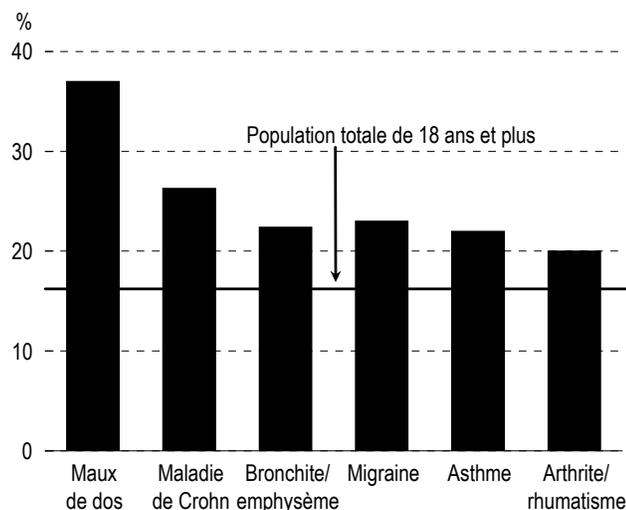
La consultation de praticiens de médecine non traditionnelle est particulièrement fréquente chez les

personnes atteintes de certains problèmes de santé chroniques. Par exemple, 37 % de personnes souffrant de maux de dos, mais seulement 17 % de la population de 18 ans et plus en général, ont dit avoir consulté un praticien de médecine non traditionnelle (graphique 2). La proportion de personnes qui recourent aux soins non traditionnels est également élevée chez celles qui souffrent de la maladie de Crohn, de bronchite ou d'emphysème, de migraine, d'asthme, ou d'arthrite ou de rhumatisme. Et, même si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs, dont le sexe, l'âge, la province, le niveau de scolarité, le revenu du ménage, la tendance à l'autotraitement et le sentiment que les besoins de soins de santé ne sont pas satisfaits, la cote exprimant la possibilité de consulter un praticien de médecine non traditionnelle demeure plus élevée pour les personnes présentant les problèmes de santé susmentionnés que pour celles qui n'en souffrent pas (tableau 5; modèle 1).

Cependant, nombre de ces affections sont la cause de fortes douleurs et des études antérieures ont montré que la douleur chronique pouvait être associée à une utilisation fréquente des services de

Graphique 2

Consultation des praticiens de médecine non traditionnelle, selon l'existence de certains problèmes de santé chroniques, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999



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

Nota : Tous les taux sont significativement plus élevés que le taux national ($p < 0,05$).

Tableau 5

Rapports corrigés de cotes pour la consultation des praticiens de médecine non traditionnelle, selon l'existence de certains problèmes de santé chroniques et de douleurs chroniques, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	A consulté un praticien de médecine non conventionnelle l'année précédente			
	Modèle 1 [†]		Modèle 2 [‡]	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Maux de dos	3,77*	3,25 - 4,39	3,39*	2,90 - 3,96
Maladie de Crohn	1,65*	1,11 - 2,44	1,48	0,99 - 2,20
Bronchite/emphysème	1,54*	1,08 - 2,21	1,31	0,90 - 1,90
Migraine	1,36*	1,09 - 1,70	1,22	0,98 - 1,52
Asthme	1,39*	1,12 - 1,73	1,29*	1,04 - 1,60
Arthrite/rumatisme	1,41*	1,17 - 1,69	1,09	0,90 - 1,32

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

Nota : La catégorie de référence est celle qui comprend les personnes chez lesquelles on n'a pas diagnostiqué le problème de santé en question.

[†] Tient compte de l'effet du sexe, de l'âge (variable continue), de la province, du niveau de scolarité, du revenu du ménage, de la tendance à l'autotraitement et des besoins de soins de santé perçus comme insatisfaits.

[‡] Tient compte de l'effet du sexe, de l'âge (variable continue), de la province, du niveau de scolarité, du revenu du ménage, de la tendance à l'autotraitement, des besoins de soins de santé perçus comme insatisfaits et de la douleur chronique.

* $p < 0,05$.

santé¹⁸⁻²⁰. Si l'on ajoute la douleur chronique comme variable dans le modèle, l'association entre certains problèmes de santé chroniques et la consultation de praticiens de médecine non traditionnelle ne demeure statistiquement significative que pour l'asthme et les maux de dos. Par conséquent, le soulagement de la douleur et des malaises semble être un déterminant important du recours aux médecines non traditionnelles.

Comportement, utilisation des services de santé

Les personnes qui consultent des praticiens de médecine non traditionnelle semblent accorder plus d'importance que les autres à certaines habitudes personnelles ayant un effet sur la santé. En 1998-1999, une proportion assez forte de personnes qui avaient consulté un praticien de médecine non traditionnelle ont dit qu'elles accordaient de l'importance au rôle de la nutrition dans le maintien et l'amélioration de la santé (tableau 6). Ces

personnes sont en outre très fortement susceptibles de prendre des suppléments vitaminiques et minéraux, et d'éviter les aliments riches en matières grasses, en sel et en sucre. Même si l'on tient compte de l'effet de facteurs susceptibles d'être associés aux comportements qui influent sur la santé, comme le sexe, l'âge, le revenu du ménage, l'existence de problèmes de santé chroniques, la tendance à l'autotraitement, les besoins de soins de santé perçus comme insatisfaits et la douleur chronique, la cote exprimant la possibilité d'adopter la majorité de ces habitudes personnelles ayant trait à la santé est nettement plus élevée pour les personnes qui

recourent aux médecines non traditionnelles que pour les autres (tableau 7). Cependant, la cote exprimant la possibilité de fumer, d'être physiquement actif ou de prendre plusieurs médicaments n'est pas significativement différente pour les utilisateurs et les non-utilisateurs des médecines non traditionnelles.

Si les personnes qui consultent les praticiens de médecine non traditionnelle rejettent la médecine classique, leur utilisation des services de soins de santé traditionnels devrait être plus faible que celle des personnes qui ne recourent pas aux médecines non traditionnelles. Pourtant, cela n'était pas le cas en 1998-1999. Les personnes qui avaient consulté des praticiens de médecine non traditionnelle étaient plus susceptibles que les autres d'avoir un médecin traitant, d'avoir consulté un spécialiste l'année qui a précédé l'enquête, d'avoir rendu visite à un médecin

Tableau 6
Prévalence de certains comportements qui influent sur la santé et de l'utilisation des services de santé chez les personnes qui consultent et ne consultent pas les praticiens de médecine non traditionnelle, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	A consulté un praticien de médecine non traditionnelle l'année précédente	N'a pas consulté un praticien de médecine non traditionnelle l'année précédente
	%	%
Comportements qui influent sur la santé		
Fumeur	26	28
Physiquement actif	22*	19
Obèse	29	32
Recours à la polymédication	14	12
Utilisation de suppléments vitaminiques/minéraux au cours des quatre dernières semaines	57*	38
Concerné au sujet de la nutrition en vue de maintenir/améliorer sa santé	82*	71
Évite les aliments riches :		
en matières grasses	73*	65
en sel	51*	45
en sucre	52*	44
Utilisation des services de santé		
A un médecin traitant	89*	86
Au moins 10 visites chez le médecin l'année précédente	16*	11
A consulté un spécialiste l'année précédente	34*	25
Mesure de la pression artérielle au cours des deux dernières années	90*	84

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

* Valeur significativement plus élevée que celle observée pour les personnes qui n'ont consulté aucun praticien de médecine non traditionnelle ($p < 0,05$).

Tableau 7
Rapports corrigés de cotes pour certains comportements qui influent sur la santé et l'utilisation des services de santé selon la consultation de praticiens de médecine non traditionnelle, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Comportements qui influent sur la santé		
Fumeur	0,93	0,80 - 1,07
Physiquement actif	1,11	0,97 - 1,28
Obèse	0,85*	0,73 - 0,99
Recours à la polymédication	0,91	0,73 - 1,13
Utilisation de suppléments vitaminiques/minéraux au cours des quatre dernières semaines	1,73*	1,52 - 1,96
Concerné au sujet de la nutrition en vue de maintenir/améliorer sa santé	1,44*	1,23 - 1,68
Évite les aliments riches :		
en matières grasses	1,59*	1,01 - 1,33
en sel	1,12	0,99 - 1,27
en sucre	1,21*	1,07 - 1,37
Utilisation des services de santé		
A un médecin traitant	1,18	0,96 - 1,45
Au moins 10 visites chez le médecin l'année précédente	1,28*	1,05 - 1,56
A consulté un spécialiste l'année précédente	1,17*	1,01 - 1,35
Mesure de la pression artérielle au cours des deux dernières années	1,28*	1,02 - 1,61

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

Nota : Tient compte de l'effet du sexe, de l'âge, de la province, du niveau de scolarité, du revenu du ménage, du nombre de problèmes de santé chroniques, de la tendance à l'autotraitement, des besoins de soins de santé perçus comme insatisfaits et de la douleur chronique.

* $p < 0,05$.

à au moins 10 reprises durant cette période et d'avoir fait vérifier leur pression artérielle au cours des deux années qui ont précédé l'enquête (tableau 6). Naturellement, puisque les personnes qui avaient consulté des praticiens de médecine non traditionnelle étaient aussi plus susceptibles que les autres de souffrir de problèmes de santé chroniques et d'éprouver des douleurs, le fait qu'elles recourent à la médecine traditionnelle n'est pas étonnant. Toutefois, même si l'on tient compte de l'effet de l'existence de problèmes de santé chroniques et de douleurs, la cote exprimant la possibilité d'avoir eu recours à la plupart des formes traditionnelles de soins de santé susmentionnées reste plus élevée pour les adeptes des médecines non traditionnelles que pour les non-adeptes.

Mot de la fin

Les 3,8 millions de Canadiens qui, selon les données recueillies en 1998-1999, consultent les praticiens de médecine non traditionnelle ne rejettent pas les soins traditionnels mais cherchent plutôt à les compléter. Cette interprétation, fondée sur des données récentes de l'Enquête nationale sur la santé de la population, témoigne aussi des résultats d'autres études^{21,22}.

Selon l'analyse des données transversales de 1998-1999, le soulagement de la douleur pourrait être un déterminant de la consultation des praticiens de médecine non traditionnelle. Le lien entre certains problèmes de santé chroniques, comme l'arthrite et la migraine, s'estompe lorsqu'on tient compte de l'effet de la douleur. Dans de tels cas, la douleur peut être épisodique ou varier en intensité et, donc, influencer le profil de consultation des praticiens de médecine non traditionnelle au fil du temps.

Cependant, comme il a été mentionné dans des rapports antérieurs^{5,22-25}, si l'on tient compte de la douleur, l'association entre l'asthme ou les maux de dos et la consultation de praticiens de médecine non traditionnelle persiste.

Les personnes qui consultent les praticiens de médecine non traditionnelle pourraient avoir une attitude plus proactive à l'égard des soins de santé. Par exemple, elles obtiennent une cote exprimant la

possibilité de prendre des suppléments vitaminiques/minéraux et d'éviter les aliments riches en matières grasses et en sucre plus élevée que celles qui n'y recourent pas.

En général, les malades ont tendance à consulter certaines catégories de praticiens selon le problème à traiter, ou une combinaison de praticiens pour traiter un problème particulier²⁶. Le choix dépend de nombreux facteurs et ne peut être attribué uniquement à leur désenchantement à l'égard de la médecine traditionnelle²⁰.

La présente analyse ne permet pas de préciser le processus selon lequel une personne passe des praticiens de la médecine traditionnelle à ceux de la médecine non traditionnelle et inversement. Il arrive qu'un médecin traitant adresse un malade à un massothérapeute, un acuponcteur ou un chiropraticien, par exemple, et qu'il suive le traitement. Dans d'autres cas, les personnes qui consultent un praticien de médecine non traditionnelle n'ont pas été adressées à celui-ci par leur médecin qui n'est pas au courant de la situation²⁷. D'aucuns considèrent comme important que les médecins traitants sachent quand leurs malades consultent des praticiens de médecine non traditionnelle afin qu'ils puissent tenir compte de cette situation dans la conduite du traitement²⁸. Selon certains chercheurs, dans certains cas, il pourrait être néfaste pour la santé du malade que le médecin traitant ne soit pas au courant de l'utilisation d'autres formes de traitement^{29,30}.

D'après les estimations fondées sur les données longitudinales, la consultation des praticiens de médecine non traditionnelle continue d'augmenter, mais aucune tendance cohérente ne semble se dégager. Plus de la moitié des personnes qui consultent ce genre de praticiens n'ont déclaré l'avoir fait que lors d'un seul cycle de l'ENSP, tandis que d'autres l'ont fait lors des trois cycles. Comme la prévalence de l'existence de plusieurs problèmes de santé chroniques chez une même personne augmente avec l'âge et que certains de ces problèmes sont souvent associés à des douleurs, la demande de traitements non traditionnels pourrait continuer de s'accroître. ●

Références

1. Statistique Canada, « Services de santé/Autotraitement », dans *Santé et l'enjeu des sexes : l'écart homme-femme*, 12(3), 2001, p. 37-44 (numéro spécial de *Rapports sur la santé*, n° 82-003 au catalogue).
2. National Institutes of Health, *What is Complementary and Alternative Medicine?*, disponible à : <http://www.nccam.nih.gov/nccam/fcp/faq/index.html>, site consulté le 2 mai 2001.
3. D.M. Eisenberg, R.C. Kessler, C. Foster *et al.*, « Unconventional medicine in the United States », *New England Journal of Medicine*, 328(4), 1993, p. 246-282.
4. D.M. Eisenberg, R.B. Davis, S.L. Ettner *et al.*, « Trends in alternative medicine use in the United States, 1990-1997: results of a follow-up national survey », *Journal of the American Medical Association*, 80(18), 1998, p. 1569-1575.
5. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
6. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
7. J.N.K. Rao, G.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).
8. 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.
9. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, Baltimore, août 1999.
10. Association chiropratique canadienne, *Chiropractic Care in the Health Care System*, disponible à : <http://www.ccachiro.org>, site consulté le 30 juillet 2001.
11. Workshop on Alternative Medicine, *Alternative Medicine: Expanding Medical Horizons, A Report to the National Institutes of Health on Alternative Medical Systems and Practices in the United States*, Chantilly, Virginia, The Office of Alternative Medicine, National Institutes of Health, 1992.
12. C.W. Aakster, « Concepts in alternative medicine », *Social Science and Medicine*, 22(2), 1986, p. 265-273.
13. Ontario Homeopathic Association, *What is Homeopathy?*, disponible à : <http://www.ontariohomeopath.com/whatns4.htm>.
14. J. McKee, « Holistic health and the critique of Western medicine », *Social Science and Medicine*, 26(8), 1988, p. 775-784.
15. Association canadienne de naturopathie, site Internet, disponible à : <http://www.naturopathicassoc.ca>, site consulté le 30 juillet 2001.
16. Santé nationale et Bien-être social, rapport d'un groupe d'experts dirigé par la Direction de la promotion de la santé, Direction générale des programmes et des services de santé, *Niveaux de poids associés à la santé : Lignes directrices canadiennes*, ministre de la Santé nationale et du Bien-être social, 1988.
17. R.F. Badgley, « Social and economic disparities under Canadian health care », *International Journal of Health Services*, 21(4), 1991, p. 659-671.
18. W.J. Millar, « La douleur chronique », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 51-58 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
19. C.E. Pérez, « Travailleurs et maux de dos chroniques », *Rapports sur la santé*, 12(1), 2000, p. 45-60 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
20. F.R. James et R.G. Large, « Chronic pain and the use of health services », *New Zealand Medical Journal*, 105(934), 1992, p. 196-198.
21. B.G. Druss et R.A. Rosenheck, « Association between use of unconventional therapies and conventional medical services », *Journal of the American Medical Association*, 282(7), 1999, p. 651-656.
22. K.J. Thomas, J. Carr, L. Westlake *et al.*, « Use of non-orthodox and conventional health care in Great Britain », *British Medical Journal*, 302 (6770), 1991, p. 207-210.
23. E. Ernst, « Complementary therapies for asthma: what patients use », *Journal of Asthma*, 35(8), 1998, p. 667-671.
24. K.L. Resch et E. Ernst, « Use of complementary therapies by individuals with 'arthritis' », *Clinical Rheumatology*, 16(4), 1997, p. 391-395.
25. N. Muhajarine, C. Neudorf et K. Martin, « Concurrent consultations with physicians and providers of alternative care: results from a population-based study », *Revue canadienne de santé publique*, 91(6), 2000, p. 449-453.
26. M. Kelner et B. Wellman, « Health care and consumer choice: medical and alternative therapies », *Social Science and Medicine*, 45(2), 1997, p. 203-212.
27. C.E. Drivdahl et W.F. Miser, « The use of alternative health care by a family practice population », *Journal of the American Board of Family Practice*, 11(3), 1998, p. 193-199.
28. M. Krastins, E. Ristinen, J.A. Cimino *et al.*, « Use of alternative therapies by a low income population », *Acupuncture and Electrotherapy Research*, 23(2), 1998, p. 135-142.
29. « Alternative medicine: time for a second opinion », *Harvard Health Letter*, 23(1), 1997, p. 1-3.
30. E.H. Liu, L.M. Turner, S.X. Lin *et al.*, « Use of alternative medicine by patients undergoing cardiac surgery », *Journal of Thoracic and Cardiovascular Surgery*, 120(2), 2000, p. 335-341.

Annexe

Tableau A

Consultation des chiropraticiens et des praticiens d'autres médecines non traditionnelles, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Taille de l'échantillon	Population estimative en milliers	A consulté un praticien de médecine non traditionnelle l'année précédente			
			Chiropraticien		Autre praticien de médecine non traditionnelle	
			en milliers	%	en milliers	%
Total†	14 150	22 568	2 530	11	1 832	8
Sexe						
Hommes	6 446	11 030	1 182	11	563	5
Femmes	7 704	11 538	1 348	12	1 268	11
Groupe d'âge						
18 à 24 ans	1 427	2 855	197	7	173	6
25 à 44 ans	5 775	9 548	1 172	12	900	9
45 à 64 ans	4 097	6 677	858	13	622	9
65 ans et plus	2 851	3 488	303	9	136	4
Province						
Terre-Neuve	783	405	--	--	7	2‡
Île-du-Prince-Édouard	785	100	4	4§	2	2‡
Nouvelle-Écosse	877	698	30	4§	38	6§
Nouveau-Brunswick	888	568	24	4§	31	5
Québec	2 386	5 581	466	8	484	9
Ontario	3 853	8 544	884	10	554	6
Manitoba	951	805	146	18	63	8
Saskatchewan	916	726	106	15	81	11
Alberta	1 291	2 094	385	18	240	11
Colombie-Britannique	1 420	3 047	478	16	333	11
Niveau de scolarité						
Pas de diplôme d'études secondaires	3 613	5 096	465	9	231	5
Diplôme d'études secondaires	2 104	3 596	377	10	246	7
Études postsecondaires partielles	3 738	6 159	726	12	526	9
Diplôme collégial/universitaire	4 683	7 690	960	12	830	11
Données manquantes	12	27	--	--	--	--
Revenu du ménage						
Inférieur	2 289	2 848	197	7	169	6
Moyen-inférieur	3 780	5 568	551	10	358	6
Moyen-supérieur	4 737	7 839	1 040	13	673	9
Supérieur	2 465	4 750	947	20	521	11
Données manquantes	879	1 562	140	9	110	7
Problèmes de santé chroniques						
Aucun	5 092	8 640	633	7	479	6
Un	3 701	5 981	668	11	483	8
Deux	2 333	3 739	481	13	337	9
Trois et plus	2 971	4 131	733	18	529	13
Données manquantes	53	78	--	--	--	--
Douleurs chroniques						
Oui	2 252	3 358	586	17	489	15
Non	11 892	19 200	1 945	10	1 343	7
Données manquantes	6	9	--	--	--	--
Tendance à l'autotraitements						
Faible	3 622	5 801	450	8	298	5
Moyenne	7 037	11 190	1 251	11	878	8
Forte	3 099	4 818	768	16	625	13
Données manquantes	392	758	61	8‡	--	--
Besoins de soins de santé perçus comme insatisfaisants						
Non	13 182	21 053	2 292	11	1 556	7
Oui	961	1 494	235	16	276	18
Données manquantes	7	20	--	--	--	--

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

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

† Le total est supérieur à 17 % parce que certaines personnes ont consulté un chiropraticien ainsi que d'autres praticiens de médecine non traditionnelle.

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

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

-- Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

Taux relatifs de survie à cinq ans – cancers de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon

Larry F. Ellison, Laurie Gibbons et le Groupe d'analyse de la survie au cancer au Canada*

Résumé

Objectifs

L'article présente les taux relatifs de survie à cinq ans aux cancers de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon pour les cas diagnostiqués en 1992, ainsi que la variation de ces taux selon la province.

Sources des données

Les données proviennent du Registre canadien du cancer, du Système national de déclaration des cas de cancer, de la Base canadienne de données sur la mortalité et des tables de survie.

Techniques d'analyse

L'analyse a été réalisée par la méthode du maximum de vraisemblance d'Estève. Les taux provinciaux ont été normalisés (taux comparatifs) en prenant pour référence la répartition selon l'âge des personnes atteintes de la forme de cancer prise en considération. Des tests statistiques ont permis de déterminer si les taux relatifs comparatifs provinciaux de survie selon le siège devraient être considérés comme hétérogènes. (Le calcul des taux nationaux n'inclut pas le Québec.)

Principaux résultats

Entre 15 et 99 ans, les taux relatifs de survie à cinq ans les plus élevés ont trait au cancer de la prostate (88 %) et les plus faibles, au cancer du poumon (17 %, femmes; 14 %, hommes). Les taux relatifs de survie aux cancers de la prostate, du sein et du poumon chez l'homme varient selon la province. Pour le cancer du côlon et du rectum, la variation des taux relatifs de survie selon la province est faible.

Mots-clés

Analyse de survie, taux de survie.

Auteurs

Larry F. Ellison (613-951-5244; larry.ellison@statcan.ca) et Laurie Gibbons (613-951-4426; laurie.gibbons@statcan.ca) travaillent à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6. Les membres du Groupe d'analyse de la survie au cancer au Canada sont associés à divers ministères et registres provinciaux du cancer.

En général, l'incidence (nombre de nouveaux cas diagnostiqués durant une année de référence), la mortalité (nombre de décès imputables au cancer) et la survie à cinq ans (c'est-à-dire cinq années après le diagnostic) sont les trois principaux indicateurs utilisés pour évaluer le fardeau que fait peser le cancer sur une population. Alors que l'incidence du cancer et la mortalité due à cette maladie donnent une idée de l'efficacité des stratégies de santé publique visant à réduire le fardeau de la maladie, la durée de la survie après le diagnostic sert ordinairement à évaluer le traitement administré à certains cancéreux dans le cadre d'essais cliniques. Toutefois, la comparaison des taux de survie au cancer calculés pour deux grands groupes de population pourrait aussi fournir des éclaircissements sur l'évolution des courbes de diagnostic, l'adoption de stratégies de dépistage précoce et l'accès de la population générale à des traitements efficaces^{1,2}.

* Les membres du Groupe d'analyse de la survie au cancer au Canada sont Ron Dewar, Douglas Dover, Juanita Hatcher, Eric Holowaty, Erich Kliever, Loraine Marrette, Diane Nishri, Norm Phillips, Donna Turner, Anne-Marie Ugnat et Ghislaine Villeneuve.

Techniques d'analyse

Tous les cas de tumeur invasive diagnostiqués en 1992 et qui, en date du 20 décembre 1999, figuraient au Registre canadien du cancer (RCC) ont été inclus dans le fichier d'analyse. Un couplage interne des enregistrements a permis de repérer et de supprimer les enregistrements en double. Puis, on a déterminé le statut vital au cours des cinq premières années du suivi par couplage des enregistrements du fichier d'analyse à ceux de la Base canadienne de données sur la mortalité ou d'après des renseignements déclarés au RCC par les registres provinciaux ou territoriaux du cancer. Bien que le couplage informatisé des enregistrements aux fins de suivi ne permette pas de confirmer catégoriquement la complétude du dépistage des cas de décès, une étude antérieure fondée parallèlement sur un suivi actif et sur le système informatisé de couplage des enregistrements employé pour la présente analyse a montré que ce dernier donnait des résultats comparables, voire supérieurs, à ceux du suivi actif³.

Pour les patients chez lesquels on avait diagnostiqué plus d'une tumeur invasive en 1992, seul l'enregistrement portant la date de diagnostic la plus ancienne a été retenu. Les enregistrements correspondant à des patients chez lesquels on avait diagnostiqué une tumeur primaire invasive avant 1992 ont été exclus. Pour obtenir les antécédents pour la période allant de 1969 à 1992, on a procédé au couplage des données du RCC recueillies pour 1992 à celles du Système national de déclaration des cas de cancer selon la région (Colombie-Britannique et le Nord; Alberta et Saskatchewan; Manitoba et région Atlantique.) Pour l'Ontario, on s'est servi du numéro provincial de série des tumeurs pour déterminer, pour chaque patient, si une tumeur primaire invasive avait été diagnostiquée avant 1992.

L'analyse a été limitée aux cas de cancer de la prostate, du sein chez la femme, du côlon et du rectum, et du poumon. Ont été exclus les enregistrements pour lesquels l'année de la naissance ou du décès était inconnue, l'âge du patient au moment du diagnostic était inférieur à 15 ans ou supérieur à 99 ans, le diagnostic avait été établi par autopsie ou d'après le certificat de décès uniquement (CDU) ou la date de diagnostic de la tumeur était ultérieure à la date du décès. La majorité des enregistrements rejetés correspondaient à des cas diagnostiqués par autopsie ou d'après le CDU (voir les tableaux A et B à l'annexe A). Les données pour le Québec ont été exclues du calcul des estimations nationales et sont présentées séparément (voir Limites et l'annexe B).

En général, on a calculé la durée de la survie par différence, exprimée en jours, entre la date du diagnostic et la date de la dernière observation (date du décès ou 31 décembre 1997, selon l'événement survenant le premier), jusqu'à un maximum de cinq ans. Pour un

faible pourcentage de sujets (2,6 %) pour lesquels les données sur le jour/mois du diagnostic (événement 1) et/ou le jour/mois du décès (événement 2) manquaient, on a estimé la durée de la survie (voir le tableau C à l'annexe A). Pour les décès déclarés par un registre provincial, mais non confirmés par couplage des enregistrements à ceux de la Base canadienne de données sur la mortalité, on a supposé que la date du décès coïncidait avec la date de transmission de l'enregistrement par le registre déclarant. Ces cas, qui représentent 0,7 % du nombre total de décès, sont ventilés comme suit : Terre-Neuve (7), Nouvelle-Écosse (1), Nouveau-Brunswick (10), Ontario (69), Manitoba (9), Saskatchewan (11), Alberta (10) et Colombie-Britannique (33).

L'analyse a été réalisée au moyen du module *strel*^{4,5}, c'est-à-dire un module programmable par l'utilisateur qui applique la méthode du maximum de vraisemblance d'Estève⁶, contenu dans le progiciel STATA 6.0. Comme le programme exclut automatiquement les cas pour lesquels le nombre de jours de survie est nul, une journée de survie a été ajoutée lorsque les dates du diagnostic et du décès étaient les mêmes (sauf pour les cas rejetés antérieurement parce que le diagnostic avait été posé par autopsie ou d'après le CDU). L'exclusion des sujets dont la durée de survie réellement enregistrée était nulle aurait eu tendance à gonfler les estimations de la survie relative⁵. Les intervalles de confiance de 95 % sont présentés en plus des estimations ponctuelles de la survie relative afin de faire ressortir la stabilité, ou le manque de stabilité, de ces estimations.

Pour estimer le taux relatif de survie, on doit comparer les taux observés et prévus de survie. Les taux prévus de survie utilisés pour calculer les taux relatifs de survie nationaux et provinciaux ont été calculés par année d'âge jusqu'à 85 ans, d'après les tables provinciales de survie selon l'âge (de 1990 à 1992) fournies par Statistique Canada⁷. Chaque table a été prolongée jusqu'à l'âge de 99 ans selon la méthode proposée par Dickman *et al.*⁸

Les décès ont été regroupés en intervalles de longueur arbitraire selon la méthode actuarielle appliquée pour l'analyse de survie : trois mois pour la première année de suivi, puis six mois pour les quatre années suivantes, ce qui donne, en tout, 12 intervalles. Comme le module *strel* ne produit pas d'estimation de la survie lorsque le nombre d'intervalles excède le nombre de nouveaux cas, il a parfois fallu réduire le nombre d'intervalles.

On a calculé les taux comparatifs (normalisés selon l'âge) pour un siège particulier de cancer par pondération des taux selon l'âge d'après la répartition selon l'âge des patients admissibles chez lesquels avait été diagnostiquée la forme de cancer étudiée (voir le tableau D à l'annexe A pour les chiffres types de population). Par exemple, la population type de cancéreux pour toute analyse (à

Techniques d'analyse - fin

l'échelle nationale ou provinciale) de la survie au cancer du poumon comprend les personnes atteintes d'un cancer du poumon répondant aux critères d'admissibilité à l'étude. Une autre façon de définir la population type de cancéreux consisterait à se servir de la répartition selon l'âge de tous les patients admissibles à l'étude chez lesquels une tumeur a été diagnostiquée en 1992 quel qu'en soit le siège. Cette approche permettrait de comparer directement les taux normalisés de survie calculés pour tous les sièges de cancer, mais elle produirait des taux comparatifs de survie qui diffèrent fortement des taux non normalisés parce que la répartition selon l'âge des patients peut varier considérablement selon le siège du cancer⁵. Dans deux situations — cancer de la prostate chez les 15 à 54 ans à Terre-Neuve et au Manitoba —, aucun décès n'a eu lieu au cours des cinq années de suivi, si bien que, pour calculer les taux normalisés selon l'âge, on a fusionné les groupes des 15 à 54 ans et de 55 à 64 ans. Les intervalles de confiance des taux normalisés selon l'âge ont été calculés par transformation

bilogarithmique.

Des tests d'hétérogénéité ont été effectués pour déterminer si les taux relatifs comparatifs provinciaux de survie, en tant que groupe, pouvaient être considérés comme homogènes, en ce sens qu'ils pourraient différer l'un de l'autre par variation aléatoire, ou s'ils devraient être considérés comme hétérogènes, en ce sens que la variation aléatoire n'explique vraisemblablement pas les écarts. Les tests ont été réalisés selon la méthode de pondération⁹ pour chacune des six combinaisons siège cancer-sexe. Le test suppose que la transformation bilogarithmique des taux relatifs comparatifs de survie obéit à la loi normale et que la variance, estimée par la variance de la transformation bilogarithmique des taux relatifs comparatifs de survie, est connue. Dans chaque cas, on a comparé la statistique du test du chi carré à la valeur critique de 14,07 fondée sur un test unilatéral, avec alpha fixé à 0,05 et sept degrés de liberté.

Le calcul des taux relatifs de survie est la méthode préférée d'analyse de la survie au cancer dans le contexte des études de population. Elle consiste à comparer la survie observée pour un groupe de cancéreux à la survie prévue des membres de la population générale ayant les mêmes caractéristiques, dont le sexe, l'âge et la province de résidence. Comme le taux de survie selon le siège de cancer, le taux relatif de survie donne une mesure du risque excédentaire de décès imputable au cancer, mais son calcul ne nécessite aucun renseignement sur les causes de décès.

Le présent article décrit les taux relatifs de survie à cinq ans, selon l'âge et le sexe, pour les quatre principaux sièges de cancer au Canada en 1992, à savoir la prostate, le sein, le côlon et le rectum, et le poumon. On y présente aussi les taux relatifs de survie selon la province, ainsi que les résultats des analyses effectuées pour déterminer si les écarts entre taux provinciaux sont statistiquement significatifs (voir *Techniques d'analyse, Sources des données et Limites*).

Taux les plus élevés pour les cancers de la prostate et du sein

Les taux relatifs de survie à cinq ans les plus élevés sont ceux calculés pour les cancers de la prostate et du sein (tableau 1). La probabilité que les hommes chez lesquels on avait diagnostiqué un cancer de la prostate en 1992 vivent encore cinq ans correspondait à 88 % de celle observée pour la population générale d'hommes du même âge vivant dans la même province. La probabilité que les femmes chez lesquelles on avait diagnostiqué un cancer du sein en 1992 vivent encore cinq ans était égale à 82 % de celle observée pour la population générale de femmes ayant les mêmes caractéristiques. Pour le cancer du côlon et du rectum, le taux relatif de survie des hommes était de 56 % et celui des femmes, de 59 %. Comparativement, les taux relatifs de survie au cancer du poumon étaient faibles : 14 % pour les hommes et 17 % pour les femmes.

Le profil selon l'âge varie

Le profil du taux relatif de survie selon l'âge varie en fonction du siège du cancer. Chez les hommes

Tableau 1

Taux relatifs de survie à cinq ans pour les cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués en 1992, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada[†]

Siège du cancer/ groupe d'âge	Hommes				Siège du cancer/ groupe d'âge	Femmes			
	Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès [‡]		Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès [‡]
	%					%			
Prostate					Sein				
15 à 54 ans	81	75 - 85	242	53	15 à 39 ans	73	70 - 77	663	178
55 à 64 ans	89	87 - 91	1 947	363	40 à 49 ans	83	81 - 85	1 947	345
65 à 74 ans	89	88 - 91	4 752	1 273	50 à 59 ans	83	81 - 84	2 107	410
75 à 84 ans	86	83 - 88	3 585	1 663	60 à 69 ans	83	81 - 84	2 749	620
85 à 99 ans	67	58 - 75	763	577	70 à 79 ans	86	83 - 88	2 405	674
15 à 99 ans	88	87 - 89	11 289	3 929	80 à 99 ans	78	72 - 82	1 137	623
					15 à 99 ans	82	81 - 83	11 008	2 850
Côlon et rectum					Côlon et rectum				
15 à 49 ans	58	53 - 63	424	182	15 à 49 ans	64	58 - 68	362	134
50 à 59 ans	59	56 - 63	828	361	50 à 59 ans	64	59 - 68	551	210
60 à 69 ans	56	54 - 59	1 647	827	60 à 69 ans	62	59 - 65	1 127	477
70 à 79 ans	56	53 - 60	1 673	976	70 à 79 ans	59	56 - 62	1 389	703
80 à 99 ans	50	44 - 56	786	594	80 à 99 ans	52	47 - 56	1 076	752
15 à 99 ans	56	55 - 58	5 358	2 940	15 à 99 ans	59	57 - 61	4 505	2 276
Poumon					Poumon				
15 à 49 ans	17	14 - 21	409	340	15 à 49 ans	24	20 - 29	402	305
50 à 59 ans	16	14 - 18	1 041	881	50 à 59 ans	20	17 - 23	684	549
60 à 69 ans	15	13 - 16	2 464	2 147	60 à 69 ans	17	15 - 20	1 291	1 081
70 à 79 ans	13	12 - 15	2 196	1 980	70 à 79 ans	15	13 - 17	1 142	995
80 à 99 ans	8	5 - 11	743	713	80 à 99 ans	10	7 - 14	410	384
15 à 99 ans	14	13 - 15	6 853	6 061	15 à 99 ans	17	16 - 19	3 929	3 314

Source des données : Registre canadien du cancer

[†] Québec non compris.

[‡] Dans les cinq premières années du suivi.

Sources de données

Les données sur l'incidence du cancer proviennent du Registre canadien du cancer (RCC), base de données qui contient des renseignements fondés sur les rapports transmis par les registres provinciaux et territoriaux du cancer depuis 1992. Cette base de données, qui est tenue à jour par Statistique Canada, fait suite au Système national de déclaration des cas de cancer qui contient les données recueillies de 1969 à 1991. Les données sur la mortalité proviennent de la Base canadienne des données sur la mortalité (également tenue à jour par Statistique Canada), qui se fonde sur les renseignements transmis par les bureaux provinciaux et territoriaux de l'état civil. On s'est également servi des tables de survie établies par Statistique Canada pour le Canada et les provinces.

de 55 à 64 ans et de 65 à 74 ans, le taux relatif de survie au cancer de la prostate est de 89 %. Par contre, le pronostic est plus sombre pour les hommes plus jeunes et plus âgés. Pour les malades de 15 à 54 ans, le taux relatif de survie à cinq ans est de 81 %, et pour ceux de 85 à 99 ans, de 67 % (tableau 1). La survie au cancer de la prostate est, selon d'autres études, moins bonne chez les hommes jeunes^{10,11}, situation qui pourrait tenir aux caractéristiques biologiques des tumeurs de la prostate observées chez ces derniers¹¹. Certaines études indiquent aussi que l'adoption de modalités thérapeutiques énergiques est moins probable chez les hommes très âgés^{10,12}, même si l'on tient compte de l'effet de la comorbidité¹².

De même, la survie au cancer du sein est nettement moins longue chez les femmes qui étaient très jeunes ou très âgées au moment du diagnostic. Chez les malades de 15 à 39 ans, le taux relatif de

Limites

Les registres provinciaux et territoriaux du cancer n'appliquent pas tous les mêmes méthodes de collecte des données et d'enregistrement des tumeurs primaires multiples (plusieurs tumeurs primaires diagnostiquées). La proportion de cas fondés sur le « certificat de décès uniquement » (cas CDU) et la vigueur des mesures de suivi varient aussi selon la province ou le territoire. Par exemple, les cas de cancer sont sous-dénombrés à Terre-Neuve; l'Alberta procède à un suivi énergique des cas CDU; en Ontario, le processus d'enregistrement des tumeurs est passif, puisqu'il se fonde presque entièrement sur des enregistrements de données recueillies à d'autres fins; enfin, Terre-Neuve ne se sert pas des renseignements provenant des bureaux de l'état civil pour mettre à jour la base de données de son registre du cancer.

Les données du Québec n'ont pas été incluses dans le calcul des taux relatifs nationaux de survie à cinq ans, car la méthode de confirmation de la date du diagnostic de la tumeur appliquée par cette province diffère considérablement de celle suivie par les autres registres provinciaux/territoriaux du cancer. Alors que les autres provinces s'appuient sur diverses sources de données (rapports d'anatomo-pathologie, rapports de laboratoire, etc.) pour confirmer la date du diagnostic des nouveaux cas de cancer, le Fichier des tumeurs du Québec se fonde uniquement sur les dossiers de sortie des hôpitaux. Par conséquent, la durée de la survie de toute personne dont la tumeur a été diagnostiquée originellement en-dehors de l'hôpital et, en fait, de toute personne dont la tumeur a été diagnostiquée à l'hôpital, serait sous-estimée parce que la date de diagnostic enregistrée dans le Fichier des tumeurs serait la date de sortie de l'hôpital. (Les taux relatifs de survie à cinq ans calculés pour le Québec sont présentés à l'annexe B).

Les cas pour lesquels le diagnostic a été posé à l'extérieur du Québec, mais pour lesquels le décès du malade a eu lieu dans cette province, n'ont pu être repérés par couplage des enregistrements de décès à l'échelon national, parce qu'aucune entente légale permettant l'échange de renseignements entre le Québec et les autres provinces ou territoires n'a été signée. Par conséquent, les taux de survie estimés pour les provinces visées pourraient être légèrement surestimés.

Les résultats ne sont pas présentés pour l'Île-du-Prince-Édouard, le Yukon ni les Territoires du Nord-Ouest, car le nombre de cas n'était pas suffisant pour permettre l'analyse. Cependant, les estimations des taux nationaux tiennent compte des cas enregistrés dans ces régions. Pour l'Île-du-Prince-Édouard, le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest, les taux prévus de survie ont été dérivés des tables de survie pour le Canada, car il n'a pas été possible de produire des estimations stables par année d'âge à cause de la petite taille de la population. Cette mesure ne devrait pas biaiser les estimations nationales, puisque ces trois régions regroupées représentent à peine 0,9 % des cas admissibles pour l'analyse.

Bien que quelques provinces recueillent des renseignements sur le stade de la maladie au moment du diagnostic, ces données ne figurent pas dans le Registre canadien du cancer. Si l'on disposait de ce genre d'information, le calcul des taux de survie selon le stade de la tumeur renseignerait sur l'efficacité et l'utilisation du dépistage précoce du cancer. En attendant que des données sur le stade des tumeurs soient disponibles à l'échelle nationale, on ne peut faire des inférences que sur les effets éventuels conjugués du moment du diagnostic et du traitement.

Comme le diagnostic d'une tumeur aux sièges étudiés ici est un événement rare chez les très jeunes adultes, il est important, pour de tels patients, d'envisager la possibilité d'une tumeur primaire mal codée. Cependant, moins de 0,1 % des cas de tumeur du sein, du côlon et du rectum et du poumon ont été diagnostiqués chez des personnes de 15 à 24 ans et la proportion est nulle pour le cancer de la prostate. La très faible proportion de cas enregistrés pour ce groupe signifie que les erreurs de codage du diagnostic chez les très jeunes adultes, si tant est qu'il y en ait, ont un effet négligeable sur les résultats.

À moins qu'ils n'aient été normalisés selon l'âge en prenant pour référence la même population (voir le tableau D à l'annexe A), les taux relatifs de survie calculés d'après des données provenant d'autres sources ne devraient pas être comparés à ceux présentés ici.

Les cas CDU ont été exclus du calcul des estimations du taux relatif de survie, puisque, pour ces cas, on ignore la date du diagnostic, donc la durée de la survie. La survie « réelle » des cas enregistrés d'après le certificat de décès uniquement est généralement moins longue que celle observée pour les cas inscrits dans le registre¹⁰. Le fait que l'on ait dû exclure les cas CDU pourrait avoir donné lieu à une augmentation des taux observés de survie, particulièrement pour les provinces où la proportion de cas CDU est forte. Cependant, la surestimation est, en général, faible¹⁰.

Les tests permettant de déterminer si l'écart entre deux taux relatifs de survie est significatif n'ont pas été effectués pour plusieurs raisons. Comparer un taux relatif provincial de survie normalisé selon l'âge pour une combinaison donnée siège du cancer-sexe au taux correspondant calculé pour le Canada ne reviendrait pas à tester deux groupes indépendants. Ce genre de test pourrait aussi comporter un très grand nombre de comparaisons multiples; par exemple, on pourrait procéder à presque 300 comparaisons par paire de sièges particuliers entre provinces uniquement. Enfin, souligner de petits écarts statistiquement significatifs, mais n'ayant aucune signification pratique, et ignorer des écarts plus importants, ayant éventuellement une plus grande signification, simplement parce qu'ils s'approchent du niveau de signification statistique mais ne l'atteignent pas, ne nous a pas paru approprié.

survie à cinq ans était de 73 %, valeur encore plus faible que les 78 % observés pour le groupe des 80 à 99 ans. En revanche, pour les femmes de 40 à 79 ans, le taux relatif de survie au cancer du sein était au moins de 83 %. Le pronostic moins favorable associé aux femmes chez lesquelles le cancer du sein se manifeste à un assez jeune âge est peut-être attribuable à certaines caractéristiques génétiques et biologiques^{10,14-17}. Dans le cas des femmes très âgées, il se pourrait que le diagnostic soit posé à un stade plus avancé de la maladie¹⁸, stade auquel le traitement est souvent moins efficace. Les médecins hésitent peut-être aussi à recourir à un traitement énergique chez les femmes âgées dont la santé est parfois fragile et qui peuvent présenter d'autres problèmes de santé^{12,18,19}.

Aussi bien chez l'homme que chez la femme, le taux relatif de survie au cancer du côlon et du rectum varie peu selon l'âge. Si l'on passe du groupe des 15 à 49 ans à celui des 70 à 79 ans, le taux varie de 56 % à 59 % pour les hommes et diminue légèrement, pour passer de 64 % à 59 %, chez les femmes. Il baisse pour s'établir à 50 % environ pour le groupe d'âge le plus avancé (80 à 99 ans) pour les deux sexes.

Le taux relatif de survie au cancer du poumon diminue lorsque l'âge augmente, aussi bien chez l'homme que chez la femme, mais il est systématiquement plus élevé chez la femme. Chez les hommes et les femmes atteints d'un cancer du poumon, le taux relatif de survie enregistré pour le groupe des 80 à 99 ans correspond à moins de la moitié de celui calculé pour le groupe des 15 à 49 ans. Ces résultats ressemblent à ceux d'une étude américaine¹¹ qui indique également que les personnes âgées atteintes d'un cancer du poumon sont moins susceptibles que leurs homologues plus jeunes de recevoir un traitement chirurgical.

Variation de la survie au cancer de la prostate, du sein ou du poumon selon la province

Les tests statistiques d'hétérogénéité montrent que les taux relatifs comparatifs (normalisés selon l'âge) de survie au cancer de la prostate, du sein ou du poumon chez l'homme varient selon la province (chi carré = 36,77, 18,83 et 21,37, respectivement).

Pour le cancer de la prostate, les taux relatifs comparatifs de survie diffèrent nettement en Colombie-Britannique et à Terre-Neuve. Pour la Colombie-Britannique, la probabilité que les hommes chez lesquels avait été diagnostiqué un cancer de la prostate en 1992 survivent cinq ans était égale à 91 % de celle observée pour la population générale d'hommes du même âge vivant dans la province (tableau 2). Pour les hommes de Terre-Neuve, le chiffre correspondant est de 67 %. Dans les autres provinces, le taux de survie au cancer de la prostate variait de 82 % à 86 %.

La variation interprovinciale des taux de survie dépend sans doute de nombreux facteurs, mais la mise en place de programmes de dépistage du cancer de la prostate par dosage de l'antigène prostatique spécifique (PSA) a donné lieu à une augmentation spectaculaire de l'incidence mesurée de cette forme de cancer au Canada²⁰ et aux États-Unis^{21,22}. À son tour, cette hausse de l'incidence s'est assortie d'une augmentation du taux de survie^{2,23}. En Saskatchewan, de 1990 à 1994, les taux de dépistage par dosage du PSA et d'incidence du cancer de la prostate ont augmenté tous deux considérablement, et le taux relatif de survie à cinq ans est passé de 69 % pour la période de 1985 à 1989 à 83 % pour la période de 1990 à 1994²³. Comme on ne dispose pas de données sur le dépistage par dosage du PSA pour les autres provinces, les taux provinciaux d'incidence du cancer de la prostate pour 1992 pourraient renseigner sur les taux de dépistage, donc expliquer éventuellement la variation des taux relatifs de survie observés. En 1992, c'est au Manitoba et en Colombie-Britannique que le taux d'incidence du cancer de la prostate était le plus élevé, et à Terre-Neuve qu'il était le plus faible²⁴.

Comme pour le cancer de la prostate, le taux relatif comparatif de survie au cancer du sein le plus élevé est celui calculé pour la Colombie-Britannique (85 %) et le plus faible, pour Terre-Neuve (76 %). Les différences quant à l'utilisation de la mammographie comme moyen de dépistage précoce pourraient expliquer certaines variations interprovinciales du taux de survie au cancer du sein. Selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995²⁵, c'est en

Colombie-Britannique que la proportion de femmes de 40 ans et plus qui ont dit avoir déjà subi un examen mammographique était la plus élevée (69 %) et à Terre-Neuve qu'elle était la plus faible (43 %).

L'absence de données nationales sur le stade du cancer au moment du diagnostic rend impossible la détermination précise de l'effet qu'ont le dépistage et le diagnostic précoce sur la survie au cancer.

Pour les hommes atteints d'un cancer du poumon, le taux relatif comparatif de survie à cinq ans varie de 12 % à 15 %, selon la province, sauf pour la Saskatchewan (8 %) et l'Alberta (10 %). Chez les femmes, le taux de survie au cancer du poumon varie de 11 % au Nouveau-Brunswick à 20 % à Terre-Neuve; cependant, dans l'ensemble, les écarts interprovinciaux ne sont pas statistiquement

Tableau 2

Taux relatifs comparatifs[†] de survie à cinq ans pour les cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués en 1992, groupe des 15 à 99 ans, selon le sexe et la province

Siège du cancer	Hommes				Siège du cancer	Femmes			
	Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès [§]		Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès [§]
	%					%			
Prostate					Sein				
Canada[†]	87	85 - 88	11 289	3 929	Canada[†]	82	81 - 83	11 008	2 850
Terre-Neuve	67	55 - 77	133	65	Terre-Neuve	76	68 - 82	217	64
Nouvelle-Écosse	82	75 - 87	445	172	Nouvelle-Écosse	84	79 - 88	456	110
Nouveau-Brunswick	83	76 - 89	408	145	Nouveau-Brunswick	77	71 - 82	345	102
Ontario	86	84 - 88	5 363	1 889	Ontario	82	81 - 83	5 688	1 468
Manitoba	85	80 - 89	842	314	Manitoba	79	74 - 83	580	176
Saskatchewan	83	77 - 87	621	230	Saskatchewan	83	78 - 86	550	147
Alberta	82	78 - 85	1 084	405	Alberta	81	78 - 84	1 203	307
Colombie-Britannique	91	88 - 93	2 304	669	Colombie-Britannique	85	83 - 87	1 884	447
Côlon et rectum					Côlon et rectum				
Canada[†]	56	54 - 58	5 358	2 940	Canada[†]	59	58 - 61	4 505	2 276
Terre-Neuve	56	46 - 66	145	75	Terre-Neuve	56	46 - 65	135	66
Nouvelle-Écosse	54	45 - 62	237	135	Nouvelle-Écosse	56	49 - 63	243	128
Nouveau-Brunswick	47	39 - 55	192	111	Nouveau-Brunswick	52	43 - 60	178	99
Ontario	55	53 - 58	2 831	1 564	Ontario	59	57 - 61	2 339	1 191
Manitoba	53	46 - 60	303	170	Manitoba	60	53 - 66	284	139
Saskatchewan	54	46 - 61	256	144	Saskatchewan	65	56 - 72	190	87
Alberta	54	48 - 59	503	283	Alberta	55	49 - 60	379	204
Colombie-Britannique	59	54 - 63	842	426	Colombie-Britannique	61	56 - 65	705	335
Poumon					Poumon				
Canada[†]	14	13 - 15	6 853	6 061	Canada[†]	17	16 - 18	3 929	3 314
Terre-Neuve	13	8 - 20	136	121	Terre-Neuve	20	10 - 33	50	42
Nouvelle-Écosse	13	10 - 17	334	297	Nouvelle-Écosse	16	11 - 23	169	143
Nouveau-Brunswick	15	11 - 20	296	259	Nouveau-Brunswick	11	6 - 17	143	129
Ontario	15	14 - 16	3 765	3 290	Ontario	18	17 - 20	2 065	1 714
Manitoba	15	11 - 20	371	325	Manitoba	15	10 - 20	217	187
Saskatchewan	8	6 - 12	320	297	Saskatchewan	17	12 - 23	174	146
Alberta	10	7 - 13	607	557	Alberta	13	10 - 17	374	323
Colombie-Britannique	12	10 - 15	967	862	Colombie-Britannique	15	12 - 18	699	598

Source des données : Registre canadien du cancer

Nota : Pour les cancers de la prostate, du sein et du poumon chez l'homme, les tests d'hétérogénéité indiquent que les écarts entre les taux comparatifs de survie pour les provinces en tant que groupe sont statistiquement significatifs. Les résultats ne sont pas présentés pour l'Île-du-Prince-Édouard, le Yukon ni les Territoires du Nord-Ouest, car le nombre de cas n'était pas suffisant pour permettre l'analyse. Cependant, les estimations des taux nationaux tiennent compte des cas enregistrés dans ces régions.

[†] Normalisés selon l'âge en prenant pour référence la répartition selon l'âge des cas enregistrés au Canada en 1992 pour le siège de cancer étudié (voir le tableau D à l'annexe A).

[‡] Québec non compris.

[§] Dans les cinq premières années du suivi.

significatifs (chi carré = 12,62). Dans chaque province, sauf au Nouveau-Brunswick, le taux observé pour les femmes est égal ou légèrement supérieur à celui observé pour les hommes. À cet égard Terre-Neuve et la Saskatchewan présentent l'écart hommes-femmes le plus important.

La survie au cancer du côlon et du rectum varie peu selon la province

La variation interprovinciale du taux relatif de survie au cancer du côlon et du rectum est faible (chi carré = 7,23 pour les hommes et 8,39 pour les femmes). Le Nouveau-Brunswick enregistre les taux relatifs comparatifs les plus faibles de survie à cette forme de cancer : 47 % pour les hommes et 52 % pour les femmes. Il se pourrait que les méthodes de diagnostic et(ou) d'administration du traitement diffèrent dans cette province au point d'influer sur le taux relatif de survie à cinq ans. Dans le cas des hommes, c'est en Colombie-Britannique que le taux relatif de survie au cancer du côlon et du rectum est le plus élevé (59 %). Pour les femmes, la Saskatchewan est la province où il est le plus élevé (65 %). Cette dernière province présente en outre l'écart le plus important entre les taux calculés pour les hommes et pour les femmes.

Comme les méthodes de déclaration varient selon la province, les écarts entre les taux provinciaux de survie doivent être interprétés avec prudence (voir *Limites*). (Les taux provinciaux non normalisés sont présentés au tableau E de l'annexe A).

Mot de la fin

Chez les personnes atteintes d'un cancer du poumon, le taux relatif de survie à cinq ans diminue considérablement quand l'âge augmente, résultat qui pourrait témoigner de l'hésitation à recourir à un traitement énergique chez les patients âgés. Les taux relatifs de survie au cancer de la prostate ou au cancer du sein observés pour les groupes d'âge le plus jeune et le plus avancé sont également relativement faibles.

Lorsque de nouvelles méthodes de dépistage permettent aux médecins de déceler plus précocement une forme particulière de cancer, le taux de survie devrait augmenter^{1,2}. Cependant, si le cancer est dépisté tôt, mais que le traitement n'est

pas plus efficace à un stade précoce qu'à un stade avancé, le taux de survie augmentera sans que le taux de mortalité diminue. Le cas échéant, les personnes chez lesquelles on diagnostique la maladie à un stade précoce sembleront vivre plus longtemps avec la maladie, ce qui augmentera la durée de leur survie, mais, en fait, elles ne bénéficieront pas de ce diagnostic précoce, situation que l'on nomme souvent biais de délai de dépistage (lead-time bias). D'aucuns soutiennent, en effet, que les nouvelles méthodes de diagnostic pourraient être en grande partie la cause de la variation récente de l'incidence du cancer et de la survie à ce dernier².

Bien qu'il existe diverses techniques de dépistage précoces des tumeurs de la prostate, du côlon et du rectum et du sein, il n'est pas prouvé qu'elles réduisent toute la mortalité due à ces maladies. Le dosage du PSA permet, certes, de diagnostiquer précocement le cancer de la prostate, donc d'augmenter le taux de survie à ce cancer, mais on n'a pas encore prouvé qu'il réduit effectivement la mortalité par ce cancer. En revanche, le dépistage précoce du cancer du côlon et du rectum, avant que le polype bénin ne devienne cancéreux ou lorsque la tumeur est encore localisée dans le côlon, permet de réduire la mortalité due à cette maladie²⁶⁻²⁸. Cependant, en 1992, le dépistage du cancer du côlon et du rectum n'était pas une pratique répandue au Canada.

Les auteurs de certaines études soutiennent que la mammographie de dépistage chez les femmes de 50 à 69 ans a permis de réduire la mortalité par cancer du sein grâce au dépistage des tumeurs à un stade plus précoce où elles répondent mieux au traitement²⁹⁻³². La variation du taux de dépistage par examen mammographique pourrait expliquer certains écarts entre les taux relatifs provinciaux de survie au cancer du sein.

On ignore dans quelle mesure les différences concernant l'utilisation et la diffusion du dépistage, le diagnostic et(ou) les modalités de traitement influent sur la variation interprovinciale des taux relatifs de survie à cinq ans. En fait, les raisons des écarts interprovinciaux ne sont pas évidentes et aucune tendance ne se dégage pour les expliquer. Même si ces écarts reflètent partiellement l'accès au

dépistage et le niveau de ce dernier dans les diverses régions du pays, les résultats de la présente analyse ne peuvent être considérés comme une indication de l'efficacité des tests de dépistage. ●

Remerciements

Les auteurs remercient Rebecca Filyer pour ses travaux en vue d'étendre les tables provinciales de survie et Ingrid Friesen pour son aide en vue de résoudre les problèmes de qualité des données.

Références

- G. Gatta, R. Capocaccia, M. Coleman *et al.*, « Toward a comparison of survival in American and European cancer patients », *Cancer* 89(4), 2000, p. 893-900.
- H.G. Welch, L.M. Schwartz et S. Woloshin, « Are increasing 5-year survival rates evidence of success against cancer? », *Journal of the American Medical Association*, 283, 2000, p. 2975-2978.
- H.S. Shannon, E. Jamieson, C. Walsh, *et al.* « Comparison of individual follow-up and computerized linkage using the Canadian Mortality Data Base », *Revue canadienne de santé publique*, 80, 1989, p. 54-57.
- A. Sloggett, M. Hills, B. De Stavola *et al.*, *Strel: Estimation of relative survival, 2000* [programme informatique], disponible à : Andy.Sloggett@lshtm.ac.uk.
- M.P. Coleman, P. Babb, P. Damielci *et al.*, « *Cancer Survival Trends in England and Wales 1971-1995: Deprivation and NHS Region* », Series SMPS n° 61, London, The Stationery Office, 1999.
- J. Estève, E. Benhamou, M. Croasdale *et al.*, « Relative survival and the estimation of net survival: elements for further discussion », *Statistics in Medicine*, 9, 1990, p. 529-538.
- W.J. Millar et P. David, *Tables de mortalité, Canada et provinces, 1990-1992* (Statistique Canada, n° 84-537 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995.
- P.W. Dickman, A. Auvinen, E.T. Voutilainen *et al.*, « Measuring social class differences in cancer patient survival: Is it necessary to control for social class differences in general population mortality? A Finnish population-based study », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52, 1998, p. 727-734.
- P. Armitage et G. Berry, « *Statistical Methods in Medical Research, Third edition* », Oxford, Blackwell Science Ltd., 1994.
- P.A. Wingo, L.A. Gloeckler Ries, S.L. Parker *et al.*, « Long-term cancer patient survival in the United States », *Cancer Epidemiology, Biomarkers & Prevention*, 7, 1998, p. 271-282.
- A.S. Robbins, A.S. Whittemore et D.H. Thom, « Differences in socioeconomic status and survival among white and black men with prostate cancer », *American Journal of Epidemiology*, 151(4), 2000, p. 409-416.
- J.S. Goodwin, J.M. Samet et W.C. Hunt, « Determinants of survival in older cancer patients », *Journal of the National Cancer Institute*, 88(15), 1996, p. 1031-1037.
- F. Berrino, J. Estève, et M.P. Coleman, « Basic issue in estimating and comparing the survival of cancer patients », In: F. Berrino, M. Dante, A. Verdecchia *et al.* « *Survival of Cancer Patients in Europe. The Eurocare Study* », IARC Scientific Publication No. 132, Lyon, International Agency for Research on Cancer, 1995, p. 1-14.
- A. de la Rochfordière, B. Asselain, F. Campana *et al.*, « Age as a prognostic factor in premenopausal breast carcinoma », *Lancet*, 341, 1993, p. 1039-1043.
- H.-O. Adami, B. Malke, L. Holmberg *et al.*, « The relation between survival and age at diagnosis in breast cancer », *New England Journal of Medicine*, 315, 1996, p. 559-563.
- J.N. Marcus, P. Watson, D.L. Page *et al.*, « Pathology and heredity of breast cancer in younger women », *Monograph of the National Cancer Institute*, 16, 1994, p. 23-34.
- E. Yildirim, T. Dalgıç et U. Berberoglu, « Prognostic significance of young age in breast cancer », *Journal of Surgical Oncology*, 74, 2000, p. 267-272.
- R. Yancik et L.G. Ries, « Cancer in the aged: An epidemiologic perspective on treatment issues », *Cancer*, 68, 1991, p. 2502-2510.
- D. Lazovich, E. White, D.B. Thomas *et al.*, « Underutilization of breast-conserving surgery and radiation therapy among women with stage I or II breast cancer », *Journal of the American Medical Association*, 266, 1991, p. 3433-3438.
- Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer, 2001*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 2001.
- A.L. Potosky, B.A. Miller, P.C. Albertsen *et al.*, « The role of increasing detection in the rising incidence of prostate cancer », *Journal of the American Medical Association*, 273, 1995, p. 548-552.
- S.J. Jacobsen, S.K. Katusic, E.J. Bergstralh *et al.*, « Incidence of prostate cancer diagnosis in the eras before and after serum prostate-specific antigen testing », *Journal of the American Medical Association*, 274, 1995, p. 1445-1449.
- D. Skarsgard, et J. Tonita, « Prostate cancer in Saskatchewan, before and during the PSA era », *Cancer Causes and Control*, 11, 2000, p. 79-88.
- Statistique Canada, *Registre canadien du cancer*, données non publiées, 2001.
- L.A. Gaudette, C.A. Altmayer, K.M.P. Nobrega *et al.*, « Tendances relatives à l'utilisation de la mammographie, 1981 à 1994 », *Rapports sur la santé*, 8(3), 1996, p. 19-30 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- J.S. Mandel, T.R. Church, F. Ederer *et al.*, « Colorectal cancer mortality: effectiveness of biennial screening for faecal occult blood », *Journal of the National Cancer Institute*, 91, 1999, p. 434-437.

27. J.D. Hardcastle, J.O. Chamberlain, M.H. Robinson *et al.*, « Randomised controlled trial of faecal-occult-blood screening for colorectal cancer », *Lancet*, 348, 1996, p. 1472-1477.
28. O. Kronberg, C. Fenger, J. Olsen *et al.*, « Randomised study of screening for colorectal cancer with faecal-occult-blood test », *Lancet*, 348, 1996, p. 1467-1471.
29. S. Shapiro, W. Venet, P. Strax *et al.*, « Ten-to-fourteen year effect of screening on breast cancer mortality », *Journal of the National Cancer Institute*, 69, 1982, p. 349-355.
30. S. Shapiro, W. Venet, P. Strax *et al.*, *Periodic screening for breast cancer; the Health Insurance Plan project and its sequelae, 1963-1986*, Baltimore, Maryland, Johns Hopkins University Press, 1988.
31. A.B. Miller, C.J. Baines, T. To *et al.*, « Canadian National Breast Screening Study, 2: breast detection and death rates among women 50-59 year », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 147, 1992, p. 1477-1488.
32. S.Y. Moody-Ayers, C.K. Wells et A.R. Feinstein, « Benign tumors and early detection in mammography-screened patients of a natural cohort with breast cancer », *Archives of Internal Medicine*, 160, 2000, p. 1109-1115.

Annexe A

Tableau A
Enregistrements retenus après les exclusions[†], cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués en 1992, selon la province

Limités à ...	Canada [‡]	T.-N.	i.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
Cancer de la prostate										
Première tumeur uniquement	11 413	137	83	463	410	5 407	848	628	1 090	2 339
Années de naissance et(ou) de décès connues	11 399	133	83	462	410	5 398	848	628	1 090	2 339
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	11 394	133	83	462	410	5 394	848	628	1 089	2 339
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU	11 289	133	82	445	408	5 363	842	621	1 084	2 304
Cancer du sein										
Première tumeur uniquement	11 095	219	66	468	346	5 730	583	551	1 203	1 910
Années de naissance et(ou) de décès connues	11 089	217	66	467	346	5 727	583	551	1 203	1 910
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	11 087	217	66	466	346	5 726	583	551	1 203	1 910
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU	11 008	217	66	456	345	5 688	580	550	1 203	1 884
Cancer du côlon et du rectum										
Première tumeur uniquement	10 073	285	91	514	376	5 252	601	461	888	1 592
Années de naissance et(ou) de décès connues	10 067	282	91	513	376	5 250	601	461	888	1 592
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	10 060	281	91	511	376	5 246	601	461	888	1 592
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU	9 863	280	88	480	370	5 170	587	446	882	1 547
Cancer du poumon										
Première tumeur uniquement	11 355	195	70	600	449	6 012	618	529	991	1 858
Années de naissance et(ou) de décès connues	11 345	190	70	600	449	6 008	618	528	991	1 858
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	11 339	189	70	599	449	6 005	618	528	991	1 857
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU	10 782	186	63	503	439	5 830	588	494	981	1 666

Source des données : Registre canadien du cancer

Nota : Les chiffres ne sont pas présentés pour le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest parce qu'ils sont trop faibles.

† Aucun cas n'a été exclu parce que la date du diagnostic était ultérieure à la date du décès.

‡ Québec non compris.

Tableau B
Pourcentage de cas diagnostiqués d'après le certificat de décès uniquement (CDU)[†], cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués en 1992, selon la province

	Canada [‡]	T.-N. [§]	i.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
Cancer de la prostate										
Cas admissibles + cas CDU	11 367	133	83	459	409	5 389	848	625	1 085	2 328
Cas CDU	78	...	1	14	1	26	6	4	1	24
% des cas autrement admissibles	0,7	...	1,2	3,1	0,2	0,5	0,7	0,6	0,1	1,0
Cancer du sein										
Cas admissibles + cas CDU	11 086	217	66	466	346	5 726	583	551	1 203	1 909
Cas CDU	78	...	0	10	1	38	3	1	0	25
% des cas autrement admissibles	0,7	...	0,0	2,1	0,3	0,7	0,5	0,2	0,0	1,3
Cancer du côlon et du rectum										
Cas admissibles + cas CDU	10 017	280	89	508	372	5 234	599	454	883	1 585
Cas CDU	154	...	1	28	2	64	12	8	1	38
% des cas autrement admissibles	1,5	...	1,1	5,5	0,5	1,2	2,0	1,8	0,1	2,4
Cancer du poumon										
Cas admissibles + cas CDU	11 235	186	65	590	441	5 990	617	517	983	1 813
Cas CDU	453	...	2	87	2	160	29	23	2	147
% des cas autrement admissibles	4,0	...	3,1	14,7	0,5	2,7	4,7	4,4	0,2	8,1

Source des données : Registre canadien du cancer

Nota : Les chiffres ne sont pas présentés pour le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest parce qu'ils sont trop faibles.

† Calculé comme étant le nombre de cas diagnostiqués d'après le certificat de décès uniquement (cas CDU) * 100 / (cas admissibles + cas CDU).

‡ Québec non compris.

§ Ne pouvait compter aucun cas CDU, puisque la province n'avait pas utilisé les renseignements provenant des bureaux de l'état civil pour mettre à jour les données.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau C
Intervalles d'estimation

Intervalle entre l'événement 2 et l'événement 1	
Date de l'événement 1	$j1/m1/a1$
Date de l'événement 2	$j2/m2/a2$
Si les deux dates sont complètes :	intervalle = $j2/m2/a2 - j1/m1/a1$
Si $j1$ manque et que les autres données sont complètes :	
Si $m1 = m2$ et $a1 = a2$	Intervalle = $\frac{1}{2} (j2/m2/a2 - 1/m1/a1)$
Sinon	Intervalle = $j2/m2/a2 - z/m1/a1$
Si $j1$ et $j2$ manquent :	
Si $m1 = m2$ et $a1 = a2$	Intervalle = 8
Sinon	Intervalle = $z/m2/a2 - z/m1/a1$
Si $j2$ manque :	
Si $m1 = m2$ et $a1 = a2$	Intervalle = $\frac{1}{2} (x/m2/a2 - j1/m1/a1)$
Sinon	Intervalle = $z/m2/a2 - j1/m1/a1$
Si $j1$ et $m1$ manquent :	
$a1 = a2$	Intervalle = $\frac{1}{2} (j2/m2/a2 - 1/1/a1)$
$a1 < a2$	Intervalle = $j2/m2/a2 - 2/7/a1$
Si $j2$ et $m2$ manquent :	
$a1 = a2$	Intervalle = $\frac{1}{2} (31/12/a2 - j1/m1/a1)$
$a1 < a2$	Intervalle = $2/7/a2 - j1/m1/a1$
Si $m1, j1,$ et $j2$ manquent :	
$a1 = a2$	Intervalle = $\frac{1}{2} (z/m2/a2 - 1/1/a1)$
$a1 < a2$	Intervalle = $z/m2/a2 - 2/7/a1$
Si $m2, j2,$ et $j1$ manquent :	
$a1 = a2$	Intervalle = $\frac{1}{2} (31/12/a2 - z/m1/a1)$
$a1 < a2$	Intervalle = $2/7/a2 - z/m1/a1$
Si $m1, j1, m2,$ et $j2$ manquent :	
$a1 = a2$	Intervalle = 91
$a1 < a2$	Intervalle = $365 \cdot (a2 - a1)$

Nota : La durée calculée de la survie devrait être arrondie au nombre entier le plus proche au besoin. Où $x = 28, 29, 30$ ou 31 selon le mois et $z = 16$ (ou 15 si février).

Tableau D
Population type selon l'âge

Siège du cancer	Nombre de cas
Prostate	
15 à 54 ans	242
55 à 64 ans	1 947
65 à 74 ans	4 752
75 à 84 ans	3 585
85 à 99 ans	763
Sein	
15 à 39 ans	663
40 à 49 ans	1 947
50 à 59 ans	2 107
60 à 69 ans	2 749
70 à 79 ans	2 405
80 à 99 ans	1 137
Côlon et rectum	
15 à 49 ans	786
50 à 59 ans	1 379
60 à 69 ans	2 774
70 à 79 ans	3 062
80 à 99 ans	1 862
Poumon	
15 à 49 ans	811
50 à 59 ans	1 725
60 à 69 ans	3 755
70 à 79 ans	3 338
80 à 99 ans	1 153

Source des données : Registre canadien du cancer (après exclusions)

Tableau E

Taux relatifs non normalisés de survie à cinq ans pour les cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués en 1992, groupe des 15 à 99 ans, selon le sexe et la province

Siège du cancer	Hommes				Siège du cancer	Femmes			
	Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès†		Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès†
	%					%			
Prostate					Sein				
Terre-Neuve	72	58 - 81	133	65	Terre-Neuve	78	71 - 84	217	64
Nouvelle-Écosse	84	77 - 89	445	172	Nouvelle-Écosse	86	81 - 89	456	110
Nouveau-Brunswick	87	80 - 92	408	145	Nouveau-Brunswick	78	73 - 83	345	102
Ontario	87	85 - 88	5 363	1 889	Ontario	82	81 - 83	5 688	1 468
Manitoba	86	82 - 90	842	314	Manitoba	80	76 - 84	580	176
Saskatchewan	85	80 - 89	621	230	Saskatchewan	84	79 - 87	550	147
Alberta	84	80 - 87	1 084	405	Alberta	81	78 - 83	1 203	307
Colombie-Britannique	93	91 - 95	2 304	669	Colombie-Britannique	85	83 - 87	1 884	447
Côlon et rectum					Côlon et rectum				
Terre-Neuve	60	50 - 69	145	75	Terre-Neuve	58	49 - 67	135	66
Nouvelle-Écosse	56	48 - 64	237	135	Nouvelle-Écosse	58	50 - 65	243	128
Nouveau-Brunswick	52	43 - 60	192	111	Nouveau-Brunswick	56	46 - 64	178	99
Ontario	56	53 - 58	2 831	1 564	Ontario	58	56 - 61	2 339	1 191
Manitoba	55	48 - 62	303	170	Manitoba	60	53 - 67	284	139
Saskatchewan	55	47 - 62	256	144	Saskatchewan	67	58 - 75	190	87
Alberta	54	49 - 59	503	283	Alberta	55	49 - 61	379	204
Colombie-Britannique	61	57 - 65	842	426	Colombie-Britannique	62	58 - 66	705	335
Poumon					Poumon				
Terre-Neuve	14	8 - 22	136	121	Terre-Neuve	17	8 - 29	50	42
Nouvelle-Écosse	14	10 - 19	334	297	Nouvelle-Écosse	17	11 - 23	169	143
Nouveau-Brunswick	15	11 - 20	296	259	Nouveau-Brunswick	11	6 - 17	143	129
Ontario	15	14 - 16	3 765	3 290	Ontario	19	17 - 21	2 065	1 714
Manitoba	16	12 - 20	371	325	Manitoba	15	11 - 21	217	187
Saskatchewan	9	6 - 13	320	297	Saskatchewan	18	12 - 24	174	146
Alberta	10	8 - 13	607	557	Alberta	15	11 - 19	374	323
Colombie-Britannique	13	11 - 16	967	862	Colombie-Britannique	16	13 - 19	699	598

Source des données : Registre canadien du cancer

† Dans les cinq premières années du suivi.

Annexe B

Taux relatifs de survie à cinq ans, Québec

Les taux relatifs de survie à cinq ans pour le Québec sont présentés séparément parce que la méthode suivie par cette province pour confirmer la date du diagnostic des tumeurs diffère suffisamment de celle appliquée par les autres provinces pour rendre

Taux relatifs non normalisés de survie à cinq ans pour les cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum et du poumon diagnostiqués en 1992, groupe des 15 à 99 ans, Québec

Siège du cancer	Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès
	%			
Prostate	88	85 - 90	2 702	953
Sein	82	80 - 83	3 579	931
Côlon et rectum				
Hommes	61	58 - 63	1 698	869
Femmes	61	58 - 64	1 619	782
Poumon				
Hommes	23	22 - 25	2 545	2 050
Femmes	26	23 - 29	1 203	919

Source de données : Registre canadien du cancer

impossible la comparaison des données du Québec à celles des autres provinces (voir *Limites*).

On a appliqué aux données du Québec les mêmes critères d'exclusion que ceux décrits dans le présent rapport (voir *Techniques d'analyse*). Les renseignements permettant de déterminer si une tumeur primaire invasive avait été diagnostiquée chez un patient avant 1992 ont été tirés directement du Fichier des tumeurs du Québec. Les dates de naissance et de décès étaient enregistrées pour tous les cas; un cas de cancer du côlon et du rectum pour lequel l'âge au moment du diagnostic était en-dehors de la fourchette de 15 à 99 ans a été exclu; aucun cas n'avait été dépisté par autopsie. Comme le Fichier des tumeurs du Québec

n'est pas mis à jour d'après les données de l'état civil, aucun cas n'a été exclu parce que le diagnostic avait été posé d'après le certificat de décès uniquement (CDU). Toutefois, deux cas de cancer du côlon et du rectum et 11 cas de cancer du poumon ont été exclus parce que la date enregistrée du diagnostic de la tumeur était ultérieure à la date du décès.

Le Fichier des tumeurs du Québec se fonde uniquement sur les dossiers de sortie des hôpitaux pour repérer les nouveaux cas de cancer. Donc, une personne chez laquelle on a diagnostiqué une tumeur hors d'un hôpital ne sera enregistrée dans le Fichier en tant que nouveau cas que si elle est hospitalisée et que le dossier de sortie mentionne le diagnostic d'une tumeur. Comme il est impossible de déterminer si les cas non enregistrés diffèrent de ceux qui le sont en ce qui concerne la survie, il est difficile de préciser quel est l'effet de ce sous-dénombrement sur les estimations de la survie.

Puisque l'enregistrement des tumeurs se fonde uniquement sur les données des dossiers de sortie des hôpitaux, si un patient est admis dans un hôpital québécois où on diagnostique une tumeur et qu'il meurt pendant son séjour à l'hôpital, la date déclarée du diagnostic coïncide avec la date du décès (date de sortie). Si l'on se limite aux cas satisfaisant par ailleurs les critères d'admission à l'étude, le Québec a enregistré 1 357 cas de cancer dont la date du diagnostic n'a pas été confirmée par autopsie ou d'après le certificat de décès uniquement (prostate : 94, sein : 93, côlon et rectum : 296 et poumon : 874). Comme, pour ces cas, la date du diagnostic se fonde exclusivement sur le dossier de sortie de l'hôpital, on ignore la date « réelle » du diagnostic. Par conséquent, ces enregistrements ont été exclus de l'analyse. À tout autre égard, les méthodes suivies pour analyser les données du Québec sont les mêmes que celles utilisées pour les données provenant des autres provinces (voir *Techniques d'analyse*). ●

Déterminants de l'autoévaluation de la santé

Margot Shields et Shahin Shooshtari

Résumé

Objectifs

Le présent article décrit les déterminants de l'autoévaluation de l'état de santé. Les facteurs associés à la déclaration d'un très bon ou excellent état de santé plutôt qu'un bon état de santé sont comparés à ceux associés à la déclaration d'un état de santé passable ou mauvais plutôt que bon.

Source des données

Les données proviennent des composantes transversales et longitudinales des ménages des trois premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada.

Techniques d'analyse

Des totalisations croisées des données du fichier transversal du cycle de 1998-1999 de l'ENSP ont permis d'estimer la prévalence de la déclaration d'un état de santé très bon ou excellent et d'un état de santé passable ou mauvais, selon le sexe et le groupe d'âge. Un modèle à variables multiples appliqué aux données du fichier longitudinal a ensuite servi à étudier, par régression logistique généralisée, les prédicteurs de l'autoévaluation de la santé en 1998-1999.

Principaux résultats

Les problèmes physiques influent fortement sur l'autoévaluation de l'état de santé, mais le mode de vie et les facteurs socioéconomiques et psychosociaux jouent aussi un rôle important. La forte consommation de cigarettes, l'activité physique irrégulière et l'obésité sont associées à une évaluation plus négative de la santé. Les modifications du mode de vie nuisibles à la santé rendent aussi moins bonne l'autoévaluation de la santé. Le sentiment de détresse, la faible estime de soi et un faible statut socioéconomique sont des facteurs associés négativement à l'autoévaluation de la santé.

Mots-clés

Indicateurs de l'état de santé, comportements qui influent sur la santé, santé fonctionnelle, études longitudinales, enquêtes sur la santé.

Auteurs

Margot Shields (613-951-4177; shiemar@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6. Shahin Shooshtari poursuit des études de doctorat à l'Université du Manitoba.

L'un des problèmes cruciaux que posent les enquêtes sur la santé de la population consiste à définir des instruments de mesure fiables, valides et faciles à administrer. Or, l'autoévaluation de l'état de santé offre une mesure qui répond à ces trois critères. À cet égard, la plupart des enquêtes visant à évaluer la santé comportent une question où les participants sont invités à donner une évaluation globale de leur santé – habituellement au moyen d'une échelle à quatre ou à cinq points allant d'un état de santé mauvais à excellent.

Ce genre d'autoévaluation s'avère aussi fiable, sinon plus, que des mesures comme la capacité fonctionnelle, le nombre de problèmes de santé chroniques ou le bien-être psychologique¹. Des valeurs de fiabilité assez élevées, fondées sur une évaluation/réévaluation après quatre semaines, ont été publiées pour diverses sous-populations^{1,2}. Sur de longues périodes, l'autoévaluation de l'état de santé demeure plus stable que les évaluations faites par les médecins³.

L'autoévaluation de l'état de santé est également fortement liée aux résultats obtenus au moyen d'échelles

Source des données

Source des données

La présente analyse se fonde sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'ENSP permet de recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre la population à domicile et les personnes qui vivent en établissement de santé dans les provinces et les 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.

Échantillons transversaux : Les échantillons transversaux des premier et deuxième cycle (1994-1995 et 1996-1997) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) comprennent les membres du panel longitudinal et d'autres membres de leur ménage, ainsi que les personnes sélectionnées dans les échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage supplémentaires) demandés par certaines provinces. En 1994-1995, la grande majorité des interviews ont été réalisées sur place. Par contre, en 1996-1997, la plupart des interviews ont été réalisées par téléphone et les échantillons supplémentaires ont été sélectionnés par la méthode de composition aléatoire. L'échantillon transversal du troisième cycle (1998-1999) comprend principalement les membres du panel longitudinal et leurs cohabitants. De nouveau, la plupart des interviews ont été réalisées par téléphone. Bien qu'il n'y ait eu aucun achat d'unités d'échantillonnage supplémentaires lors du troisième cycle, des enfants nés en 1995 ou après et des immigrants arrivés au Canada après 1994 ont été sélectionnés au hasard et ajoutés à l'échantillon afin que celui-ci demeure représentatif de la population. En outre, pour remplacer la partie de l'échantillon perdue par érosion, on a communiqué avec les habitants des logements qui faisaient partie de la base de sondage originale, mais dont les membres avaient refusé de participer à l'enquête en 1994-1995, pour leur demander de participer en 1998-1999.

Les données de l'ENSP sont regroupées dans deux fichiers. Le Fichier général comprend les données sociodémographiques et certaines données sur la santé obtenues pour tous les membres des ménages participants. Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé recueillis auprès d'une personne sélectionnée au hasard dans chaque ménage participant, ainsi que les renseignements sur la santé de cette personne qui figurent dans le Fichier général.

En 1994-1995, dans chaque ménage sélectionné, une personne bien informée a fourni pour chaque membre du ménage des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé que l'on a regroupés dans le

Fichier général. En outre, dans chacun de ces ménages, on a choisi au hasard une personne, qui n'était pas nécessairement la personne bien informée susmentionnée, à laquelle on a demandé de fournir des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé.

Dans chaque ménage formant la composante longitudinale des deuxième et troisième cycles (1996-1997 et 1998-1999), la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé était celle qui avait été sélectionnée au hasard à l'occasion du premier cycle (1994-1995) et, en général, celle qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général lors des deuxième et troisième cycles, si on considère qu'elle était bien informée pour ce faire. Dans chaque ménage ajouté à l'échantillon transversal de 1996-1997 (achat d'unités d'échantillonnage supplémentaires), un membre bien informé, qui n'était pas nécessairement la personne sélectionnée au hasard pour répondre aux questions sur la santé, a fourni des renseignements généraux sur tous les membres du ménage pour le Fichier général. Dans les ménages qui ont été ajoutés à l'échantillon transversal de 1998-1999 (immigrants, nouveau-nés et ménages sélectionnés au départ mais n'avaient pas participé au premier cycle de l'enquête), la personne sélectionnée au hasard était généralement celle qui a fourni les renseignements pour le Fichier général, dans la mesure où, encore une fois, elle était bien informée.

En 1994-1995, l'échantillon de la composante des ménages n'incluant pas les personnes qui vivent en établissement de santé et couvrant les 10 provinces comptait 27 263 ménages, dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. Après l'application d'un tri de sélection pour que l'échantillon reste 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 et plus. De ces personnes sélectionnées au hasard, 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 des personnes de 2 ans et plus sélectionnées au hasard dans ces ménages était de 95,6 %. En 1998-1999, le taux de réponse global au niveau des ménages était de 88,2 %. Le taux de réponse au niveau de l'échantillon de personnes de 0 an et plus sélectionnées au hasard dans ces ménages était de 98,5 %.

Échantillon longitudinal : Des 17 626 personnes sélectionnées au hasard en 1994-1995, 14 786 répondaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal de l'ENSP, de même que 468 personnes à l'égard desquelles seuls des renseignements

Source des données – fin

généraux ont été recueillis. En outre, 2 022 des 2 383 personnes de moins de 12 ans sélectionnées au hasard répondaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal. Donc, 17 276 personnes remplissaient les conditions pour être réinterviewées en 1996-1997 et 16 677 vivaient encore en 1998-1999. Le taux de réponse obtenu pour le panel longitudinal en 1996-1997 était de 93,6 % et celui obtenu en 1998-1999 pour le panel complet était de 88,9 %. Des 16 168 personnes qui ont participé à l'enquête en 1996-1997, 15 670 ont fourni des renseignements complets, c'est-à-dire qu'elles ont fourni des renseignements généraux et des renseignements détaillés sur leur santé lors des deux premiers cycles de l'enquête ou qu'elles étaient décédées ou avaient été placées en établissement. Pour 1998-1999, le nombre correspondant est de 14 619 personnes. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP sont décrits plus en détail dans des rapports publiés antérieurement^{4,5}.

L'échantillon longitudinal analysé ici est formé de 9 371 personnes (3 991 hommes et 5 380 femmes) qui avaient 25 ans et plus en 1994-1995 et faisaient encore partie de la population à domicile en 1998-1999. On s'est efforcé, dans la mesure du possible, de recueillir

plus perfectionnées d'évaluation de la santé, comme le *Sickness Impact Profile*⁶, la *Perceived Well-Being Scale*² et diverses sous-échelles du *Short Form 36 Health Survey Questionnaire*⁷, qui indiquent un haut degré de validité conceptuelle. Enfin, les associations significatives avec les évaluations faites par les médecins^{3,8} viennent elles aussi témoigner de la validité de l'autoévaluation de l'état de santé.

Une personne évalue son état de santé sur la base de données qui ont un pouvoir pronostique important. D'après les analyses longitudinales, l'autoévaluation de l'état de santé est un prédicteur de l'incidence des problèmes de santé chroniques⁹⁻¹², du rétablissement après la maladie¹³, de la détérioration fonctionnelle^{9,14-19} et de l'utilisation des services médicaux²⁰⁻²³, et ce, en dépit de la prise en compte de mesures plus objectives de l'état de santé.

L'autoévaluation de l'état de santé constitue en outre un prédicteur de la mortalité selon certains auteurs^{10,18,21,24-36}. De nouveau, l'association persiste même si l'on tient compte de mesures telles que les évaluations cliniques. Ces résultats étonnent, car les études ont été réalisées auprès de populations appartenant à des cultures différentes, visaient

les renseignements détaillés sur la santé directement auprès des membres des ménages sélectionnés au hasard pour participer à la composante santé. Cependant, dans certains cas, une réponse par procuration a été acceptée. Comme le présent article porte sur les facteurs associés à l'autoévaluation de la santé et que nombre de variables incluses dans le modèle multivarié proviennent des modules du questionnaire de la composante santé qui ont été sautés en cas de réponse par procuration, les enregistrements pour lesquels une réponse par procuration a été acceptée pour la composante santé ont été exclus de l'analyse. En tout, 493 enregistrements (5 %) ont été exclus à cause d'une réponse par procuration lors d'un ou de plusieurs des trois cycles de l'ENSP. Par contre, les enregistrements pour lesquels une réponse par procuration a été acceptée pour la composante générale sont inclus, puisque l'information visée est plus objective et peut être fournie avec précision par un membre bien informé du ménage. La proportion d'enregistrements inclus dans l'analyse pour lesquels une réponse par procuration a été acceptée pour la composante générale est de 21 % pour le cycle de 1994-1995, de 12 % pour celui de 1996-1997 et de 9 % pour celui de 1998-1999.

plusieurs groupes d'âge et se fondaient sur une question dont l'énoncé variait. La robustesse du concept de « santé autoévaluée » semble abolir les problèmes de sémantique et de traduction³⁵.

La fiabilité, la validité et le pouvoir prédictif de l'autoévaluation de l'état de santé témoignent sans contredit de l'importance de comprendre les facteurs qui la sous-tendent. On accorde de plus en plus d'intérêt à la signification de cette mesure, surtout à la question de savoir si l'extrémité positive de l'échelle est l'image inverse de l'extrémité négative ou si chaque extrémité représente une dimension distincte. Autrement dit, quels facteurs poussent une personne à évaluer plus positivement ou plus négativement son état de santé?

Selon des travaux de recherche antérieurs, l'idée qu'une personne se fait de sa santé ne repose pas uniquement sur l'état physique. Les personnes n'ayant aucun problème de santé particulier ne jugent pas nécessairement leur santé excellente; nombre d'entre elles qualifient leur santé de « bonne », plutôt que « très bonne » ou « excellente »³⁷. Selon certaines études, les évaluations négatives sont surtout liées à des

Techniques d'analyse

Les taux de prévalence des personnes qui disent leur santé très bonne ou excellente et de celles qui la disent passable ou mauvaise ont été estimés par totalisations croisées des données du Fichier santé transversal de 1998-1999.

Pour étudier la relation entre l'autoévaluation de l'état de santé et divers facteurs physiques, socioéconomiques, psychosociaux ou liés au mode de vie, on s'est servi de modèles de régression logistique multiple pour analyser les données du fichier longitudinal. L'autoévaluation de l'état de santé observée en 1998-1999 (tableau A en annexe) a été examinée en fonction des données sur les facteurs susmentionnés pour 1994-1995, que l'on choisit comme période de référence, et en fonction de la variation de ces facteurs de 1994-1995 à 1996-1997. Deux ensembles de modèles de régression ont été ajustés l'un et l'autre séparément pour les hommes et pour les femmes. Le premier ensemble a servi à examiner les facteurs associés à la déclaration d'une très bonne ou d'une excellente santé plutôt qu'une bonne santé en 1998-1999. Le deuxième a permis d'étudier les facteurs associés à la déclaration d'une santé passable ou mauvaise plutôt qu'une bonne santé (en se fondant sur les personnes qui ont déclaré que leur santé était bonne ou qu'elle était passable ou mauvaise en 1998-1999). Les renseignements sur la taille et sur la distribution des échantillons pour les facteurs inclus dans les modèles de régression figurent en annexe (tableaux B à E).

Les variables dépendantes considérées dans les modèles de régression sont dichotomisées (très bonne/excellente santé contre bonne santé et santé passable/mauvaise contre bonne santé). Toutes les variables explicatives sont également traitées comme des variables dichotomiques. Il a été envisagé de traiter les échelles d'estime de soi et de détresse affective comme des variables continues. Cependant, lorsque les modèles ont été exécutés de cette façon, les conclusions tirées des résultats obtenus étaient semblables à ceux présentés ici (données non présentées).

Les données transversales sont pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population des 10 provinces du Canada en 1998-1999. Les estimations longitudinales sont pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population des 10 provinces du Canada en 1994-1995. Afin de tenir compte des effets du plan de sondage, les écarts-types et les coefficients de variation ont été estimés par la méthode *bootstrap*³⁸⁻⁴⁰.

Calculée d'après le fichier longitudinal de l'ENSP, pour les hommes, la corrélation de l'autoévaluation de l'état de santé sur l'échelle à cinq points est de 0,55 entre les cycles de 1994-1995 et 1996-1997, de 0,55 entre les cycles de 1996-1997 et 1998-1999 et de 0,49 pour l'intervalle de quatre ans entre les cycles de 1994-1995 et 1998-1999. Pour les femmes, les coefficients de corrélation correspondants sont 0,59, 0,58 et 0,56.

problèmes physiques, tandis que les évaluations positives reflètent une vision plus globale de la santé⁴¹⁻⁴³. Certaines études qualitatives montrent que les perceptions concernant la santé englobent souvent des facteurs comme la condition physique et le bien-être général⁴⁴⁻⁴⁶.

Depuis le lancement en 1994-1995 de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), qui est réalisée tous les deux ans, on a posé aux participants la question « En général, diriez-vous que votre santé est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise ? » La présente analyse, qui porte sur les données des trois premiers cycles de l'ENSP, vise à préciser les déterminants de l'autoévaluation de l'état de santé faite en 1998-1999 et à déterminer si les évaluations correspondant aux extrémités positive et négative de l'échelle sont associées à des déterminants distincts. Les personnes qui choisissent les deux points supérieurs (santé très bonne/excellente) et celles qui choisissent les deux points inférieurs (santé passable/mauvaise) sont comparées aux personnes qui choisissent le point milieu de l'échelle (santé bonne) (voir *Sources des données et Techniques d'analyse*).

Comparativement aux hommes, les femmes considèrent un plus grand nombre de facteurs lorsqu'elles évaluent leur état de santé général⁴⁷. Elles sont plus susceptibles de tenir compte de facteurs psychologiques et de l'existence de maladies ne mettant pas la vie en danger. Puisque les hommes et les femmes ont tendance à inclure des éléments différents dans l'évaluation de leur santé, les analyses présentées ici ont été réalisées séparément pour chaque sexe.

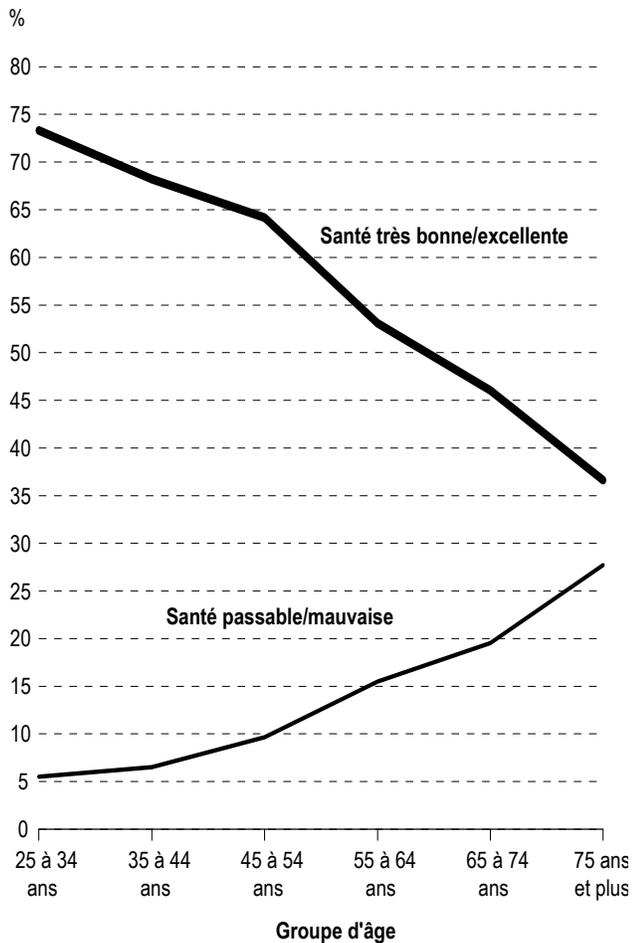
La plupart des Canadiens se disent en très bonne ou en excellente santé

En 1998-1999, la majorité des Canadiens de 25 ans et plus (62 %) ont dit être en très bonne ou en excellente santé. À peine 11 % ont jugé leur santé passable ou mauvaise et les 27 % restants ont déclaré que leur santé était bonne.

Naturellement, la prévalence des personnes qui se disent en très bonne ou en excellente santé diminue lorsque l'âge augmente, tandis que celle des personnes qui considèrent leur santé comme

passable ou mauvaise augmente (graphique 1). À l'âge de 65 ans, les personnes se déclarant en très bonne ou en excellente santé représentent une minorité (46 % pour le groupe des 65 à 74 ans et 37 % pour le groupe des 75 ans et plus). Néanmoins, la proportion de personnes âgées qui se déclarent en très bonne ou en excellente santé excède celle des personnes qui jugent leur santé passable ou mauvaise.

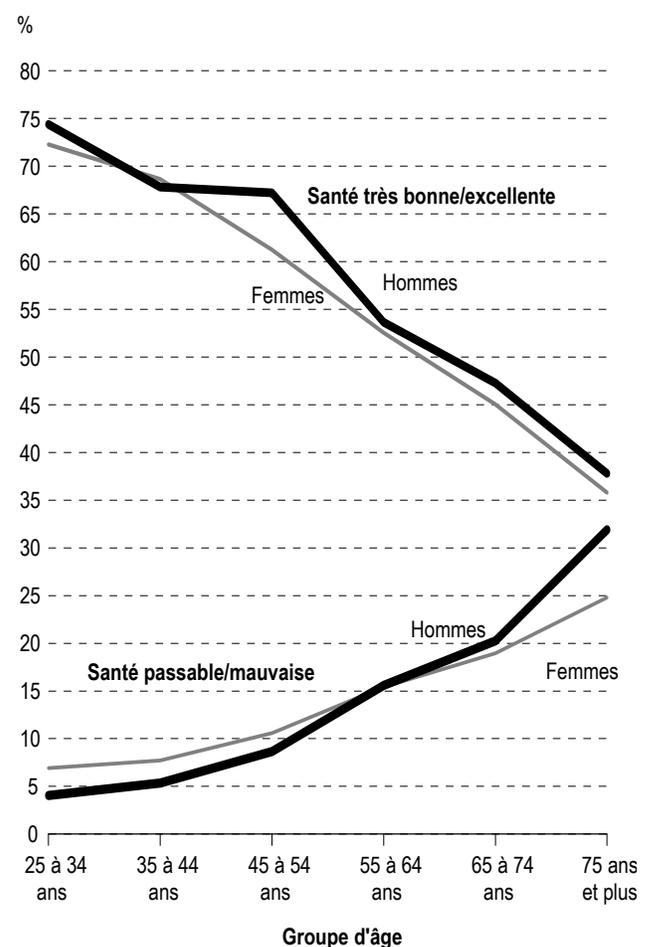
Graphique 1
Prévalence des personnes dont la santé est très bonne/excellente ou passable/mauvaise, selon le groupe d'âge, population à domicile de 25 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1998-1999
Nota : La prévalence des personnes dont la santé est très bonne/excellente diminue de façon significative à mesure que l'âge augmente ($p \leq 0,05$, corrigé pour tenir compte des comparaisons multiples), sauf entre les groupes des 35 à 44 ans et des 45 à 54 ans pour lesquels l'écart n'est pas significatif. La prévalence des personnes dont la santé est pas-sable/mauvaise augmente de façon significative avec l'âge ($p \leq 0,05$, corrigé pour tenir compte des comparaisons multiples), sauf entre les groupes des 25 à 34 ans et des 35 à 44 ans et entre les groupes des 55 à 64 ans et des 65 à 74 ans pour lesquels l'écart n'est pas significatif.

Dans l'ensemble, les hommes sont plus susceptibles que les femmes de se considérer comme en très bonne ou en excellente santé (63 % contre 60 %). Cependant, le seul groupe d'âge pour lequel l'écart est significatif est celui des 45 à 54 ans (graphique 2). Inversement, une plus forte proportion de femmes que d'hommes considèrent leur santé comme passable ou mauvaise (10 % et 12 %). Cela reflète la situation pour les groupes des

Graphique 2
Prévalence des personnes dont la santé est très bonne/excellente ou passable/mauvaise, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 25 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1998-1999
Nota : Pour le groupe des 45 à 54 ans, le taux de prévalence des personnes dont la santé est très bonne/excellente est significativement plus élevé ($p \leq 0,05$) (pour les hommes). Pour les groupes des 25 à 34 ans et des 35 à 44 ans, le taux de prévalence des personnes dont la santé est passable/mauvaise est significativement plus élevé ($p \leq 0,05$) pour les femmes.

25 à 34 ans et des 35 à 44 ans pour lesquels les femmes sont nettement plus susceptibles que les hommes de juger leurs santé passable ou mauvaise. Aux âges plus avancés, les écarts entre les proportions d'hommes et de femmes qui disent leur santé passable ou mauvaise ne sont pas significatifs.

Comme la prévalence des problèmes physiques a tendance à augmenter avec l'âge, il semble normal que la perception de la santé soit moins positive chez les personnes âgées. Pour se faire une idée plus

précise des déterminants de l'autoévaluation de l'état de santé, on a utilisé des modèles à variables multiples tenant compte de l'effet de l'âge. Ces modèles comprennent aussi des facteurs liés à la capacité fonctionnelle dans la vie quotidienne^{48,49}. Les variables incluses dans les modèles se répartissent en quatre grands groupes : caractéristiques physiques, caractéristiques socioéconomiques, caractéristiques du mode de vie et caractéristiques psychosociales.

Santé physique

Des questions sur la limitation des activités et sur la dépendance à l'égard d'autrui pour vaquer aux activités quotidiennes ont servi à définir l'état fonctionnel. Les personnes qui ont déclaré que le genre ou le nombre d'activités auxquelles elles pouvaient s'adonner à la maison, à l'école, au travail ou dans d'autres circonstances étaient limités à cause d'une incapacité physique ou mentale ou d'un problème de santé chronique de longue durée (qui avait duré ou qui, en principe, durerait au moins six mois) ont été considérées comme présentant une limitation des activités. Les personnes qui ont déclaré avoir besoin de l'aide de quelqu'un pour préparer les repas, faire les courses, accomplir les tâches ménagères quotidiennes, se déplacer dans la maison, ou se laver, s'habiller ou manger ont été considérées comme étant dépendantes d'autrui pour vaquer à leurs activités. On a considéré comme fonctionnellement limitées en 1994-1995 les personnes qui ont déclaré à ce moment-là être limitées dans leurs activités ou dépendre d'autrui pour vaquer à leurs activités.

Pour évaluer tout changement de l'état fonctionnel, les participants à l'enquête ont été répartis en trois catégories en 1994-1995 et en 1996-1997, à savoir dépendant à l'égard d'autrui pour les activités, limitation des activités sans dépendance et pas de limitation des activités ni de dépendance à l'égard d'autrui. On a considéré que l'état fonctionnel des personnes dont le score sur cette échelle à trois points s'était déplacé vers le haut en 1996-1997 s'était amélioré et que celui des personnes pour lesquelles le score s'était déplacé vers le bas s'était détérioré.

Pour déterminer l'existence de problèmes de santé chroniques, on a demandé aux participants à l'enquête s'ils souffraient d'un problème 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 une liste de problèmes de santé

leur a été lue. Les problèmes de santé chroniques examinés dans la présente analyse sont l'asthme, l'arthrite ou le rhumatisme, les maux de dos autres que ceux dus à l'arthrite, l'hypertension, la migraine, la bronchite chronique ou l'emphysème, le diabète, l'épilepsie, la maladie cardiaque, le cancer, les ulcères à l'estomac ou à l'intestin, les troubles dus à un accident vasculaire cérébral, l'incontinence urinaire, la maladie d'Alzheimer, la cataracte et le glaucome. Les réponses ont été regroupées en trois catégories pour 1994-1995 : aucun problème de santé chronique, un problème de santé chronique et au moins deux problèmes de santé chroniques. On a considéré comme souffrant d'un nouveau problème de santé chronique les personnes qui ont déclaré en 1996-1997 souffrir d'au moins un problème figurant sur la liste qu'elles n'avaient pas déclaré en 1994-1995.

Pour évaluer la *douleur*, on a posé la question « Habituellement, êtes-vous sans douleurs ou malaises? » Aux personnes qui ont répondu « non », on a demandé de préciser l'intensité des douleurs ou des malaises qu'elles ressentaient généralement selon l'une des possibilités suivantes : faible, moyenne ou forte. Le niveau de la douleur en 1994-1995 a été classé comme étant « faible ou aucune » par opposition à « moyenne ou forte ». Une variation du niveau de la douleur de 1994-1995 à 1996-1997 a été définie comme étant une augmentation ou une diminution.

Pour repérer les cas de décès prématuré d'un parent, on a demandé aux participants à l'enquête si leurs parents biologiques étaient encore en vie. Si l'un des parents était décédé, on a demandé à quel âge avait eu lieu le décès. Toute personne dont l'un des parents est décédé avant 65 ans a été considérée comme ayant un parent décédé prématurément. Ces questions sur les antécédents familiaux ont été posées en 1998-1999.

Groupes d'âge importants

Si l'on tient compte de l'effet de l'état physique, des variables socioéconomiques, des comportements qui influent sur la santé et des caractéristiques psychosociales observé pour 1994-1995 et 1996-1997, l'association entre l'autoévaluation de l'état de santé et l'âge observée pour 1998-1999 disparaît en grande partie (tableaux 1 et 2). Donc, souvent, l'association entre l'âge et l'autoévaluation de l'état de santé ne semble pas vraiment attribuable à l'âge, mais plutôt à ces autres facteurs. Il existe toutefois des exceptions. La cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise est plus élevée pour les hommes de 65 à 74 ans que pour ceux de 35 à 44 ans. Par ailleurs, la cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé est plus faible pour les femmes de 45 à 54 ans ou de 65 à 74 ans que pour celles de 35 à 44 ans.

Les résultats obtenus pour ces groupes d'âge pourraient refléter, en partie, le fait que certaines personnes évaluent leur santé en fonction de leur rôle social^{50,51}. Une personne qui a l'impression de ne pas bien remplir son rôle pourrait percevoir sa santé de façon plus négative. Les changements qui surviennent de 65 à 74 ans, comme prendre sa retraite, peuvent donner une vision plus pessimiste de la santé. En outre, chez les femmes de 45 à 54 ans, la ménopause pourrait en partie être à l'origine des perceptions plus négatives qu'elles ont de leur santé.

Les personnes de 75 ans et plus ne perçoivent pas leur état de santé de façon sensiblement différente des personnes de 35 à 44 ans. Selon plusieurs études, les personnes très âgées ont souvent une impression plus favorable de leur santé que celles de 65 à 74 ans⁵²⁻⁵⁵. Ainsi, peut-être ont-elles des attentes moindres en matière de santé à la fin de leur vie ou, encore, le seul fait de survivre jusqu'à un âge aussi avancé témoigne-t-il, pour le moins, d'une bonne voire d'une excellente santé⁵⁶. L'effet de « survivant en bonne santé » pourrait aussi être une explication. Au moment où les membres d'une génération particulière atteignent les soixante-dix ans, nombre des malades ont été emportés par la maladie ou placés en établissement, et les survivants sont plus robustes et en meilleure santé⁵⁷.

L'état physique est un facteur essentiel

D'après certains auteurs, la capacité de vaquer aux activités quotidiennes sans limitations ou sans dépendre d'autrui constitue un déterminant très significatif de l'autoévaluation de l'état de santé^{55,58}. La présente analyse des données de l'ENSP révèle

Facteurs socioéconomiques

Les personnes interrogées ont été regroupées en deux catégories de niveau de scolarité d'après le plus haut niveau de scolarité atteint en 1994-1995, à savoir pas de diplôme d'études secondaires et au moins un diplôme d'études secondaires.

La catégorie de revenu du ménage a été définie d'après le nombre de personnes dans le ménage et le revenu total du ménage en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 1994-1995.

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

En 1994-1995, on a demandé aux participants à l'enquête de préciser leur état matrimonial. Les personnes qui ont répondu « marié(e) », « vit en union libre » ou « vit avec un(e) conjoint(e) » ont été regroupées dans la catégorie « marié(e) ». Celles qui ont répondu « célibataire » ont été classées dans la catégorie « jamais marié(e) », et celles qui ont répondu « veuf ou veuve », « séparé(e) » ou « divorcé(e) » ont été regroupées dans la catégorie « marié(e) antérieurement ».

Tableau 1

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à la déclaration d'une santé très bonne/excellente ou passable/mauvaise par opposition à une bonne santé en 1998-1999, population à domicile masculine de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Santé très bonne/excellente par opposition à bonne santé		Santé passable/mauvaise par opposition à bonne santé	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Âge en 1994-1995				
25 à 34 ans	1,2	0,9 - 1,6	0,7	0,3 - 1,6
35 à 44 ans [†]	1,0	...	1,0	...
45 à 54 ans	1,1	0,8 - 1,6	1,9	0,9 - 3,7
55 à 64 ans	0,7	0,5 - 1,0	1,3	0,7 - 2,7
65 à 74 ans	1,0	0,6 - 1,6	2,5*	1,2 - 5,1
75 ans et plus	0,6	0,3 - 1,2	1,4	0,6 - 3,5
Santé physique				
État fonctionnel, 1994-1995				
Limitations	0,3**	0,2 - 0,5	4,6**	2,6 - 8,2
Pas de limitations [†]	1,0	...	1,0	...
Variation de l'état fonctionnel				
Détérioration	0,5**	0,3 - 0,8	2,9**	1,6 - 5,0
Amélioration	1,8*	1,1 - 3,0	0,3**	0,2 - 0,6
Pas de changement [†]	1,0	...	1,0	...
Problèmes de santé chroniques, 1994-1995				
0 [†]	1,0	...	1,0	...
1	0,8	0,6 - 1,0	1,2	0,7 - 1,9
2 ou plus	0,6**	0,4 - 0,8	1,3	0,7 - 2,2
Nouveau(x) problème(s) de santé chronique(s)[‡]	0,7*	0,6 - 1,0	1,6*	1,0 - 2,5
Douleur, 1994-1995				
Moyenne/forte	0,8	0,5 - 1,3	1,4	0,8 - 2,6
Légère ou aucune [†]	1,0	...	1,0	...
Variation de l'intensité de la douleur				
Augmentation	0,5**	0,4 - 0,8	1,1	0,6 - 1,9
Diminution	1,1	0,7 - 1,8	1,1	0,6 - 2,1
Pas de changement [†]	1,0	...	1,0	...
Décès prématuré des parents[‡]	0,9	0,7 - 1,2	1,1	0,7 - 1,9
Facteurs socioéconomiques				
Niveau de scolarité, 1994-1995				
Pas de diplôme d'études secondaires	0,8	0,6 - 1,1	1,6*	1,0 - 2,5
Au moins un diplôme d'études secondaires [†]	1,0	...	1,0	...
Revenu du ménage, 1994-1995				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,9	0,7 - 1,1	1,5	1,0 - 2,4
Moyen-supérieur/supérieur [†]	1,0	...	1,0	...
État matrimonial, 1994-1995				
Marié [†]	1,0	...	1,0	...
Jamais marié	1,1	0,8 - 1,5	0,6	0,3 - 1,2
Marié antérieurement	0,9	0,7 - 1,2	1,0	0,6 - 1,7
Comportements qui influent sur la santé				
Usage du tabac, 1994-1995				
Grand fumeur	0,5**	0,4 - 0,7	0,7	0,3 - 1,3
Fumeur léger	0,9	0,6 - 1,3	0,5	0,2 - 1,3
Ancien fumeur quotidien	0,9	0,7 - 1,2	0,7	0,4 - 1,1
N'a jamais fumé quotidiennement [†]	1,0	...	1,0	...
Variation de l'usage du tabac				
Diminution	0,8	0,5 - 1,2	0,8	0,4 - 1,6
Augmentation	0,8	0,5 - 1,2	2,9*	1,2 - 6,7
Pas de changement [†]	1,0	...	1,0	...
Consommation d'alcool, 1994-1995				
Hebdomadaire	1,1	0,9 - 1,5	0,5*	0,3 - 0,9
Ancien buveur	1,3	0,9 - 1,9	1,0	0,5 - 1,8
Moins d'une fois par semaine/abstinence [†]	1,0	...	1,0	...
Nouveau buveur hebdomadaire[‡]	1,0	0,7 - 1,5	0,5	0,2 - 1,4

Tableau 1 – fin

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à la déclaration d'une santé très bonne/excellente ou passable/mauvaise par opposition à une bonne santé en 1998-1999, population à domicile masculine de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Santé très bonne/excellente par opposition à bonne santé		Santé passable/mauvaise par opposition à bonne santé	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Activité physique, 1994-1995				
Régulière†	1,0	...	1,0	...
Occasionnelle/infréquente	0,7*	0,6 - 0,9	1,3	0,8 - 2,2
Variation de l'activité physique				
Augmentation	1,2	0,9 - 1,7	0,6	0,3 - 1,0
Diminution	1,0	0,8 - 1,3	0,9	0,5 - 1,4
Pas de changement†	1,0	...	1,0	...
Poids, 1994-1995				
Insuffisant	0,5	0,2 - 1,1	1,0	0,3 - 3,3
Normal†	1,0	...	1,0	...
Léger excès	1,0	0,8 - 1,4	0,6	0,3 - 1,2
Obésité	0,7*	0,6 - 1,0	1,1	0,6 - 1,9
Gain de poids excessif‡	0,9	0,6 - 1,2	0,9	0,4 - 2,1
Facteurs psychosociaux				
Faible soutien émotionnel, 1994-1995‡	0,8	0,5 - 1,2	1,0	0,4 - 2,1
Variation du soutien émotionnel				
Augmentation	1,2	0,7 - 1,9	1,3	0,5 - 3,2
Diminution	0,8	0,6 - 1,1	0,5*	0,3 - 1,0
Pas de changement†	1,0	... 1,0
Détresse, 1994-1995				
Forte	1,1	0,7 - 1,7	1,7	0,8 - 3,9
Faible/moyenne†	1,0	... 1,0
Variation du niveau de détresse				
Augmentation	1,0	0,6 - 1,5	2,1*	1,0 - 4,2
Diminution	0,9	0,6 - 1,3	0,6	0,2 - 1,3
Pas de changement†	1,0	... 1,0
Faible estime de soi, 1994-1995‡	0,6*	0,4 - 1,0	1,4	0,8 - 2,5

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

Nota : Le modèle pour la santé passable/mauvaise se fonde sur 1 460 hommes (413 ont jugé leur santé passable/mauvaise; 1 047 se sont dits en bonne santé). Le modèle pour la santé très bonne/excellente se fonde sur 3 412 hommes (2 365 ont jugé leur santé très bonne/excellente; 1 047 se sont dits en bonne santé). À cause de données manquantes, 92 personnes ont été exclues du modèle de la santé passable/mauvaise (40 avaient jugé leur santé passable/mauvaise; 52 s'étaient dites en bonne santé) et 126 ont été exclues du modèle la santé très bonne/excellente (74 s'étaient déclarées en bonne/très bonne santé; 52 s'étaient déclarées en bonne santé). La catégorie « données manquantes » a été incluse dans les modèles pour le revenu du ménage et les variables de poids afin de maximiser la taille des échantillons; cependant, les rapports de cotes ne sont pas présentés. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la limite supérieure/inférieure est égale à 1,0 sont significatifs. Les variables ayant trait aux variations (par exemple, activité physique, problèmes de santé chroniques) concernent celles survenues de 1994-1995 à 1996-1997.

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

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

* $p < 0,05$.

** $p < 0,01$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

en outre un lien très marqué entre l'état fonctionnel et la perception de la santé (voir *Santé physique*). La cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise en 1998-1999 est plus élevée, et celle exprimant la possibilité de se dire en très bonne ou en excellente santé, plus faible, pour les hommes et les femmes qui présentaient des limitations fonctionnelles en 1994-1995 que pour ceux et celles qui n'étaient pas dans cette situation (tableaux 1 et 2).

La variation de l'état fonctionnel de 1994-1995 à 1996-1997 est aussi un prédicteur significatif de l'autoévaluation de l'état de santé faite en 1998-1999. Pour les membres des deux sexes, la cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise est forte si l'état fonctionnel s'est détérioré. En outre, pour les hommes, la cote exprimant la possibilité de se dire en très bonne ou en excellente santé est faible. Inversement, si l'état fonctionnel s'est amélioré, la

Tableau 2

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à la déclaration d'une santé très bonne/excellente ou passable/mauvaise par opposition à une bonne santé en 1998-1999, population à domicile féminine de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Santé très bonne/excellente par opposition à bonne santé		Santé passable/mauvaise par opposition à bonne santé	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Âge en 1994-1995				
25 à 34 ans	1,3	1,0 - 1,7	1,0	0,6 - 1,7
35 à 44 ans [†]	1,0	...	1,0	...
45 à 54 ans	0,7*	0,6 - 1,0	1,4	0,8 - 2,4
55 à 64 ans	0,9	0,7 - 1,2	1,2	0,7 - 1,8
65 à 74 ans	0,6**	0,4 - 0,8	1,1	0,6 - 1,9
75 ans et plus	0,8	0,5 - 1,3	1,1	0,6 - 2,0
Santé physique				
État fonctionnel, 1994-1995				
Limitations	0,5**	0,4 - 0,8	2,3**	1,5 - 3,3
Pas de limitations [†]	1,0	...	1,0	...
Variation de l'état fonctionnel				
Détérioration	0,7	0,5 - 1,0	1,7*	1,1 - 2,4
Amélioration	1,1	0,7 - 1,8	0,4**	0,3 - 0,7
Pas de changement [†]	1,0	...	1,0	...
Problèmes de santé chroniques, 1994-1995				
0 [†]	1,0	...	1,0	...
1	0,7**	0,6 - 0,9	1,0	0,7 - 1,6
2 ou plus	0,5**	0,4 - 0,6	1,5	1,0 - 2,4
Nouveau(x) problème(s) de santé chronique(s)[†]	0,7**	0,6 - 0,9	1,7**	1,2 - 2,2
Douleur, 1994-1995				
Moyenne/forte	0,5**	0,4 - 0,8	1,7*	1,1 - 2,7
Légère ou aucune [†]	1,0	...	1,0	...
Variation de l'intensité de la douleur				
Augmentation	0,6*	0,4 - 0,9	1,3	0,8 - 2,0
Diminution	1,1	0,8 - 1,6	0,9	0,5 - 1,4
Pas de changement [†]	1,0	...	1,0	...
Décès prématuré des parents[‡]	1,1	0,9 - 1,4	1,4*	1,0 - 2,0
Facteurs socioéconomiques				
Niveau de scolarité, 1994-1995				
Pas de diplôme d'études secondaires	0,8*	0,6 - 1,0	1,3	1,0 - 1,9
Au moins un diplôme d'études secondaires [†]	1,0	...	1,0	...
Revenu du ménage, 1994-1995				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,7**	0,6 - 0,8	1,4*	1,0 - 2,1
Moyen-supérieur/supérieur [†]	1,0	...	1,0	...
État matrimonial, 1994-1995				
Marié [†]	1,0	...	1,0	...
Jamais marié	0,9	0,7 - 1,2	1,8	0,9 - 3,7
Marié antérieurement	1,2	0,9 - 1,6	1,3	0,9 - 1,8
Comportements qui influent sur la santé				
Usage du tabac, 1994-1995				
Grand fumeur	0,6*	0,5 - 0,9	1,2	0,7 - 1,9
Fumeur léger	0,9	0,6 - 1,3	0,8	0,5 - 1,4
Ancien fumeur quotidien	1,0	0,8 - 1,2	0,8	0,6 - 1,2
N'a jamais fumé quotidiennement [†]	1,0	...	1,0	...
Variation de l'usage du tabac				
Diminution	1,0	0,6 - 1,5	1,2	0,7 - 2,0
Augmentation	1,2	0,8 - 1,9	1,6	0,8 - 3,2
Pas de changement [†]	1,0	...	1,0	...
Consommation d'alcool, 1994-1995				
Hebdomadaire	1,3*	1,0 - 1,6	0,6*	0,4 - 1,0
Ancien buveur	1,1	0,8 - 1,4	1,1	0,8 - 1,6
Moins d'une fois par semaine/abstinence [†]	1,0	...	1,0	...
Nouveau buveur hebdomadaire[‡]	1,3	0,9 - 1,9	1,1	0,6 - 2,1

Tableau 2 – fin

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à la déclaration d'une santé très bonne/excellente ou passable/mauvaise par opposition à une bonne santé en 1998-1999, population à domicile féminine de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Santé très bonne/excellente par opposition à bonne santé		Santé passable/mauvaise par opposition à bonne santé	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Activité physique 1994-1995				
Régulière†	1,0	...	1,0	...
Occasionnelle/infréquent	0,7**	0,5 - 0,9	1,2	0,8 - 1,7
Variation de l'activité physique				
Augmentation	1,1	0,9 - 1,5	0,9	0,5 - 1,4
Diminution	1,0	0,8 - 1,3	1,5*	1,0 - 2,3
Pas de changement†	1,0	...	1,0	...
Poids, 1994-1995				
Insuffisant	0,8	0,6 - 1,2	1,2	0,7 - 2,0
Normal†	1,0	...	1,0	...
Léger excès	0,8	0,6 - 1,1	1,2	0,8 - 2,0
Obésité	0,6**	0,5 - 0,7	1,2	0,8 - 1,8
Gain de poids excessif	0,8	0,6 - 1,2	1,6*	1,0 - 2,6
Facteurs psychosociaux				
Faible soutien émotionnel, 1994-1995‡	1,2	0,7 - 2,1	1,6	1,0 - 2,7
Variation du soutien émotionnel				
Augmentation	1,0	0,6 - 1,8	0,6	0,3 - 1,2
Diminution	0,8	0,6 - 1,2	0,8	0,5 - 1,3
Pas de changement†	1,0	... 1,0
Détresse, 1994-1995				
Forte	0,7*	0,5 - 1,0	1,7*	1,1 - 2,6
Faible/moyenne†	1,0	... 1,0
Variation du niveau de détresse				
Augmentation	0,6*	0,4 - 0,9	1,3	0,8 - 2,1
Diminution	1,0	0,7 - 1,4	1,0	0,6 - 1,5
Pas de changement†	1,0	... 1,0
Faible estime de soi, 1994-1995‡	0,6**	0,5 - 0,9	1,5*	1,1 - 2,2

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

Nota : Le modèle pour la santé passable/mauvaise se fonde sur 2 118 femmes (655 ont jugé leur santé passable/mauvaise; 1 463 se sont dites en bonne santé). Le modèle pour la santé très bonne/excellente se fonde sur 4 541 femmes (3 078 ont jugé leur santé très bonne/excellente; 1 463 se sont dites en bonne santé). À cause de données manquantes, 118 personnes ont été supprimées du modèle de la santé passable/mauvaise (50 avaient jugé leur santé passable/mauvaise; 68 s'étaient dites en bonne santé) et 134 ont été exclues du modèle de la santé très bonne/excellente (66 s'étaient déclarées en très bonne/excellente santé; 68 s'étaient déclarées en bonne santé). La catégorie « données manquantes » a été incluse dans les modèles pour le revenu du ménage et les variables de poids afin de maximiser la taille des échantillons; cependant, les rapports de cotes ne sont pas présentés. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la limite supérieure/inférieure est égale à 1,0 sont significatifs. Les variables ayant trait aux variations (par exemple, activité physique, problèmes de santé chroniques) concernent celles survenues de 1994-1995 à 1996-1997.

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

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

* $p < 0,05$.

** $p < 0,01$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise est faible pour les membres des deux sexes et la cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé est élevée pour les hommes.

Les problèmes de santé chroniques influent considérablement sur l'autoévaluation de l'état de santé à l'extrémité positive de l'échelle. Les hommes et les femmes qui souffraient d'au moins deux

problèmes de santé chroniques en 1994-1995 obtiennent, pour 1998-1999, une cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé plus faible que ceux et celles qui ne présentaient aucun problème de santé chronique. En revanche, la cote exprimant le risque que les hommes et les femmes atteints de problèmes de santé chroniques en 1994-1995 déclarent leur santé passable ou mauvaise en 1998-1999 ne diffère pas

sensiblement de celle observée pour les personnes ne souffrant d'aucun problème de ce genre. Cependant, le diagnostic récent d'un problème de santé chronique est associé à un risque élevé de considérer sa santé comme passable ou mauvaise et à une faible possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé.

Il existe un lien entre la douleur et l'autoévaluation de l'état de santé, indépendamment de l'état fonctionnel et de l'existence de problèmes de santé chroniques, mais l'existence de ce lien est plus constante chez la femme. Ainsi, la cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise en 1998-1999 est plus élevée, et celle exprimant la possibilité de se considérer en très bonne ou en excellente santé, plus faible, pour les femmes qui ont déclaré souffrir de douleurs modérées ou fortes en 1994-1995 que pour celles qui n'éprouvaient aucune douleur ou seulement des douleurs légères. Chez l'homme, l'existence de douleurs en 1994-1995 n'est pas un prédicteur significatif de la perception de l'état de santé en 1998-1999. Toutefois, pour les deux sexes, l'augmentation de la douleur de 1994-1995 à 1996-1997 est associée à une diminution de la cote exprimant la possibilité de se considérer comme en très bonne ou en excellente santé en 1998-1999. Par contre, une diminution de la douleur n'a pas d'effet sur la perception de la santé.

Longévité des parents

Le lien entre l'autoévaluation de l'état de santé et la mortalité pourrait tenir non seulement à l'état de santé individuel, mais aussi à la connaissance des facteurs de risque familiaux^{27,35}. Selon l'ENSP, il en est ainsi pour les femmes. La cote exprimant le risque de déclarer son état de santé passable ou mauvais est plus élevée pour celles dont un parent biologique est décédé avant l'âge de 65 ans que pour celles dont les parents sont encore en vie ou avaient au moins 65 ans au moment de leur décès. Chez l'homme, on ne note aucune association entre l'état de santé perçu et la longévité des parents.

Statut socioéconomique

Nombre d'éléments factuels montrent que les personnes dont le statut socioéconomique est élevé

se considèrent comme en meilleure santé que celles dont la situation est moins favorable. Dans la présente analyse, même si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs, la relation entre le statut socioéconomique et l'autoévaluation de la santé persiste (voir *Facteurs socioéconomiques*). La cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise est plus forte pour les hommes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires que pour ceux dont le niveau de scolarité est plus élevé. Chez les femmes, la cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé est faible pour celles qui n'ont pas obtenu leur diplôme d'études secondaires. En outre, la cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise est plus élevée et celle exprimant la possibilité de se considérer comme en très bonne ou en excellente santé, plus faible, pour les femmes vivant dans un ménage à faible revenu que pour celles dont le ménage est mieux nanti. L'état matrimonial, quant à lui, n'influe aucunement de façon significative sur l'autoévaluation de la santé ni chez l'homme ni chez la femme.

Lien avec le mode de vie

Faire de l'exercice, maintenir un poids normal et s'abstenir de fumer sont des facteurs qui influencent positivement l'autoévaluation de la santé^{41,42,45,51,54,59-64}. Selon certaines études, ces facteurs seraient aussi plus vraisemblablement associés à l'extrémité supérieure qu'à l'extrémité inférieure de l'échelle d'autoévaluation de la santé^{41,42,45}. Il se pourrait donc qu'une conception de la santé englobant le mode de vie ne soit possible qu'en l'absence de problèmes de santé physiques⁴². Or, selon ce qu'indiquent les données de l'ENSP, les comportements ayant un effet sur la santé seraient des déterminants importants de la perception de la santé à l'extrémité positive de l'échelle. Cependant, ces comportements, particulièrement leur modification, sont également liés à l'autoévaluation négative de la santé (voir *Comportements qui influent sur la santé*).

La cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé en 1998-1999 est plus faible pour les hommes et les femmes qui étaient

Comportements qui influent sur la santé

Les personnes interrogées ont été réparties en quatre groupes selon leur catégorie d'usage du tabac en 1994-1995. Les personnes qui, au moment de l'enquête, fumaient habituellement 20 cigarettes ou plus par jour ont été considérées comme des grands fumeurs. Celles fumant chaque jour moins de 20 cigarettes ont été considérées comme des fumeurs légers. Les anciens fumeurs quotidiens sont ceux qui avaient fumé chaque jour par le passé, mais qui ne le faisaient plus au moment de l'entrevue. Le dernier groupe comprend les personnes qui n'avaient jamais fumé quotidiennement.

On a considéré comme ayant changé de catégorie d'usage du tabac les personnes dont la consommation de cigarettes a augmenté ou diminué. Une augmentation signifie que la personne concernée fumait chaque jour en 1996-1997 mais non en 1994-1995, ou qu'elle fumait chaque jour lors des deux cycles de l'enquête, mais que le nombre de cigarettes fumées par jour avait augmenté de trois ou plus (un paquet par semaine). Une diminution signifie que la personne concernée fumait chaque jour en 1994-1995, mais ne le faisait plus chaque jour en 1996-1997, ou que le nombre de cigarettes qu'elle fumait par jour avait diminué de trois ou plus. Les personnes qui ne fumaient ni en 1994-1995 ni en 1996-1997 ont été classées dans le groupe ne présentant aucun changement.

Pour établir la catégorie de consommation d'alcool en 1994-1995, on a posé la question « Au cours des 12 derniers mois, à quelle fréquence avez-vous consommé des boissons alcoolisées? » Les répondants ont été classés en trois catégories, à savoir les buveurs hebdomadaires, les anciens buveurs (personnes qui n'avaient pas bu au cours des 12 derniers mois, mais qui avaient consommé de l'alcool à un moment donné dans le passé) et les buveurs occasionnels/abstinents (personnes qui buvaient moins d'une fois par semaine ou qui n'avaient jamais consommé d'alcool). On a considéré comme étant un nouveau buveur hebdomadaire toute

personne qui consommait de l'alcool au moins une fois par semaine en 1996-1997, mais qui ne le faisait pas en 1994-1995.

Pour déterminer l'activité physique en 1994-1995, on s'est fondé sur le nombre de fois qu'une personne s'était adonnée durant ses loisirs à une activité physique d'une durée d'au moins 15 minutes durant les trois mois précédant l'entrevue. Pour déterminer la fréquence mensuelle, on a divisé par trois le nombre de fois au cours des trois derniers mois. On a considéré comme ayant une activité physique régulière les personnes pour lesquelles la fréquence mensuelle était égale ou supérieure à 12, comme ayant une activité physique occasionnelle celles pour lesquelles la fréquence variait de 4 à 11 et comme ayant une activité physique infrequente celles pour lesquelles la fréquence était égale ou inférieure à 3. On a considéré qu'il y avait eu une variation d'activité physique de 1994-1995 à 1996-1997 dans tous les cas où la fréquence avait varié vers le haut ou vers le bas entre ces trois niveaux.

Les *Lignes directrices canadiennes concernant les niveaux de poids associés à la santé* s'appuient sur l'indice de masse corporelle (IMC) pour établir la fourchette de poids acceptables appliquée pour déterminer les conditions des poids excessifs et de l'insuffisance pondérale⁶⁵. Pour calculer l'IMC, on divise le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Pour 1994-1995, on a défini quatre catégories de poids : poids insuffisant (IMC inférieur à 20), poids normal (IMC de 20 à moins de 25), léger surpoids (IMC de 25 à 27), et poids excessif (obèse) (IMC supérieur à 27). On a considéré comme ayant subi un gain de poids excessif de 1994-1995 à 1996-1997 toute personne ayant passé de la catégorie « poids insuffisant » ou « normal » à la catégorie « léger surpoids » ou « poids excessif », ou toute personne ayant passé de la catégorie « léger surpoids » à « poids excessif ». Les femmes enceintes ont été exclues de l'échantillon.

de grands fumeurs en 1994-1995 que pour ceux et celles qui n'avaient jamais fumé quotidiennement. De même, la cote exprimant la possibilité de se considérer comme en très bonne ou en excellente santé est plus faible pour les personnes qui étaient obèses en 1994-1995 que pour celles dont le poids se situait dans la fourchette normale. Il en va de même des personnes qui ne sont physiquement actives qu'à l'occasion ou rarement comparativement à celles qui font de l'exercice régulièrement. Par

contre, ces associations ne s'observent pas à l'extrémité inférieure (passable/mauvaise) de l'échelle d'autoévaluation de la santé.

Certaines modifications du mode de vie nuisibles à la santé sont associées à la perception d'un état de santé passable ou mauvais. La cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise en 1998-1999 est presque trois fois plus élevée pour les hommes qui ont dit avoir augmenté leur consommation de cigarettes que pour ceux dont la

Facteurs psychosociaux

Pour évaluer le *soutien émotionnel* en 1994-1995, on a posé quatre questions auxquelles il fallait répondre par « oui » ou « non » :

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

Toute personne qui a répondu « non » à l'une de ces questions en 1994-1995 a été classée dans la catégorie des personnes recevant un faible soutien émotionnel. Les personnes pour lesquelles le nombre de réponses négatives a augmenté ou diminué de 1994-1995 à 1996-1997 ont été considérés comme ayant connu un changement de soutien émotionnel.

L'indice de *détresse* en 1994-1995 se fonde sur les réponses aux questions suivantes :

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

La réponse à chaque question a été déterminée sur une échelle à cinq points : « tout le temps » (cote de 4), « la plupart du temps » (3), « parfois » (2), « pas souvent » (1) ou « jamais » (0). Pour

chaque répondant, le score correspond à la somme des cotes obtenues pour les six questions; la fourchette de scores possibles varie de 0 à 24, la détresse étant d'autant plus prononcée que le score est élevé. Les personnes qui ont obtenu un score égal ou supérieur à 7 en 1994-1995 (c'est-à-dire une cote moyenne de plus de 1 par question) ont été considérées comme éprouvant une forte détresse. Le score moyen était de 3,5, avec un écart-type de 3,4. D'après le fichier transversal de 1994-1995, les scores de détresse élevés représentaient 16 % de la distribution pondérée. On a considéré comme ayant connu une variation du niveau de détresse toute personne dont le score global a augmenté ou diminué de quatre points ou plus de 1994-1995 à 1996-1997 (une augmentation ou une diminution de plus d'un écart-type).

On s'est servi de six questions pour évaluer *l'estime de soi* en 1994-1995. On a demandé aux personnes qui ont participé à l'enquête de répondre aux questions qui suivent sur une échelle à cinq points : « entièrement en désaccord » (cote de 0), « en désaccord » (1), « ni d'accord ni en désaccord » (2), « d'accord » (3) ou « tout à fait d'accord » (4).

- 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). (Inversion de l'échelle pour cette énoncé.)

Les personnes qui ont obtenu un score égal ou inférieur à 17 ont été considérées comme ayant une faible estime de soi (cote moyenne par énoncé inférieure à 3). Pour le fichier transversal de 1994-1995, les scores de faible estime de soi représentaient 13 % de la distribution pondérée.

consommation n'a pas varié. Chez la femme, un gain de poids excessif ou la réduction de l'activité physique fait augmenter la cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise. Cependant, l'amélioration des comportements ayant un effet sur la santé, particulièrement la diminution de la consommation de cigarettes ou l'augmentation de l'activité physique, n'influence l'autoévaluation ni chez l'homme ni chez la femme.

Bien que la consommation abusive d'alcool ait un effet néfaste sur la santé, la consommation modérée d'alcool pourrait avoir certains effets bénéfiques⁶⁶⁻⁶⁸. Selon une étude fondée sur des données finlandaises⁶⁹, la probabilité d'une évaluation sous-optimale de la santé est la plus forte chez les grands buveurs et les abstinents et la plus faible chez les buveurs modérés. (Dans cette analyse, la petite taille des échantillons empêche d'examiner

les grands buveurs comme un groupe distinct.) Selon l'ENSP, la cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise en 1998-1999 est plus faible pour les hommes et les femmes qui buvaient chaque

semaine en 1994-1995 que pour ceux et celles qui avaient toujours été abstinentes ou qui buvaient, mais moins fréquemment qu'une fois par semaine. En outre, la cote exprimant la possibilité de se déclarer

Limites

La présente analyse vise à examiner les facteurs associés aux extrémités opposées de l'échelle d'autoévaluation de la santé (très bonne/excellente et passable/mauvaise) relativement au point moyen (bonne). Une comparaison plus détaillée entre les cinq points de l'échelle aurait peut-être apporté des éclaircissements supplémentaires. Par exemple, les facteurs associés à une évaluation passable par opposition à bonne sont-ils les mêmes que ceux associés à une évaluation mauvaise par opposition à bonne? Malheureusement, la petite taille des échantillons n'a pas permis l'analyse à ce niveau de détail.

Malgré les efforts déployés en vue de maximiser la réponse, certains membres des ménages sélectionnés pour faire partie du panel longitudinal en 1994-1995 n'ont pas participé aux cycles subséquents de l'enquête (1996-1997 et/ou 1998-1999) et n'ont donc pas été inclus dans la présente analyse. Les poids de sondage appliqués aux personnes qui ont participé aux trois cycles ont été ajustés pour tenir compte de celles qui ne l'ont pas fait⁶. Bien que cet ajustement de la pondération ait réduit le biais introduit pour les personnes qui ont participé aux trois cycles pour nombre de variables de l'ENSP, il est possible qu'un certain biais persiste.

Les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population sont autodéclarées ou déclarées par procuration par un membre bien informé du ménage. Les cas où les données de la composante santé ont été recueillies par procuration ont été exclus de la présente analyse (voir *Source des données*). L'exclusion de ces cas pourrait affaiblir ou fausser certaines associations. Les personnes pour lesquelles les réponses au questionnaire sur la santé ont été fournies par procuration ont tendance à être en moins bonne santé, puisque les réponses par procuration pour cette composante n'ont été acceptées que si le membre sélectionné du ménage était incapable de répondre à cause de circonstances spéciales, comme un *problème de santé*.

Les cas pour lesquels les réponses à la composante générale du questionnaire ont été recueillies par procuration sont inclus dans la présente analyse, mais on ignore dans quelle mesure l'erreur de déclaration rend les données inexactes. Par exemple, l'incidence des problèmes de santé chroniques pourrait dépendre du recours à la déclaration par procuration⁷⁰. En outre, les données

autodéclarées pourraient être inexactes, puisque les réponses n'ont pu être vérifiées auprès d'aucune source indépendante. Par exemple, il est impossible de savoir si les personnes qui ont mentionné un problème de santé chronique souffraient effectivement de ce problème.

Les personnes qui répondent au questionnaire pourraient donner des réponses socialement souhaitables aux questions sur des sujets comme l'usage du tabac, la consommation d'alcool et le poids. Ainsi, pour examiner le lien entre la consommation d'alcool et l'autoévaluation de la santé, il a été impossible de considérer les grands buveurs comme un groupe distinct à cause de la petite taille de l'échantillon, laquelle pourrait être due, en partie, au fait que certaines personnes ont sous-estimé leur consommation d'alcool. En outre, l'autodéclaration de la taille et du poids (utilisés pour calculer l'indice de masse corporelle) pourrait mener à une sous-estimation de la prévalence de l'obésité^{71,72}. L'autodéclaration inexacte de la taille est un problème particulièrement courant chez les personnes âgées à cause du rapetissement fréquemment causé par le vieillissement⁷². Ces personnes mentionnent souvent la taille qu'elles avaient lorsqu'elles étaient plus jeunes. Par conséquent, le calcul de l'IMC pour les personnes âgées peut donner lieu à une sous-estimation.

Il n'a pas été possible d'étudier la relation entre le changement d'estime de soi de 1994-1995 à 1996-1997 et l'autoévaluation de la santé, parce que les questions sur l'estime de soi n'ont pas été posées en 1996-1997.

Les données sur le soutien émotionnel sont limitées, parce que l'on n'a posé que quatre questions à réponse « oui/non ». Par conséquent, la fourchette de scores est limitée, ce qui peut avoir une incidence sur la relation entre le soutien émotionnel et l'autoévaluation de la santé.

Enfin, des facteurs liés à l'autoévaluation de l'état de santé qui ne sont pas inclus dans la présente analyse ont pu avoir un effet confusionnel sur certaines des associations observées. Par exemple, une personne souffrant d'une maladie cardiaque non diagnostiquée pourrait ne pas avoir envie de faire de l'exercice. Le cas échéant, la relation observée entre l'autoévaluation de la santé et le niveau d'activité physique pourrait résulter de l'existence du facteur confusionnel.

en très bonne ou en excellente santé en 1998-1999 est plus forte pour les femmes qui buvaient de l'alcool une fois par semaine en 1994-1995.

Le bien-être psychologique joue un rôle

À l'instar des résultats d'autres études^{12,15,26,51,61,73}, les données de l'ENSP indiquent que les facteurs psychologiques jouent un rôle dans l'autoévaluation de la santé (voir *Facteurs psychosociaux*). La cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé en 1998-1999 est plus faible pour les hommes et les femmes qui avaient une faible estime de soi en 1994-1995 que pour ceux et celles n'entrant pas dans cette catégorie. Chez la femme, l'estime de soi est aussi un facteur significatif à l'extrémité négative de l'échelle — celles dont l'estime de soi était faible en 1994-1995 obtiennent, quatre ans plus tard, une cote exprimant le risque de juger leur santé passable ou mauvaise plus élevée que les autres.

Chez la femme, la cote exprimant le risque de considérer sa santé comme passable ou mauvaise en 1998-1999 et celle exprimant la possibilité de la considérer comme très bonne ou excellente sont respectivement plus élevées et plus faible pour celles qui éprouvaient un sentiment de détresse en 1994-1995 que pour les autres. Chez l'homme, la manifestation d'un sentiment de détresse en 1994-1995 n'est pas corrélée de façon significative à l'autoévaluation de la santé en 1998-1999. Cependant, chez les hommes dont le sentiment de détresse a augmenté, la cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise en 1998-1999 est élevée. L'augmentation du sentiment de détresse fait baisser la cote exprimant la possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé chez la femme. En revanche, sa diminution n'a d'effet significatif sur l'autoévaluation de la santé ni chez l'homme ni chez la femme.

Bien que certaines études révèlent un lien entre le soutien émotionnel et la santé⁴⁷⁻⁷⁶, selon la présente analyse, un faible soutien émotionnel en 1994-1995 n'est pas associé de façon significative à l'autoévaluation de la santé en 1998-1999. Ce résultat pourrait tenir, en partie, à la portée limitée des questions de l'ENSP (voir *Limites*). Une observation

assez inattendue est que les hommes dont le soutien émotionnel a diminué de 1994-1995 à 1996-1997 affichent en fait une cote exprimant le risque de juger leur santé passable ou mauvaise en 1998-1999 plus faible que ceux dont le soutien émotionnel n'a pas diminué. L'association observée avec l'état matrimonial pourrait en être l'explication. La perte d'un conjoint à cause d'un divorce, d'une séparation ou d'un décès est associée à une diminution du soutien émotionnel (données non présentées). Si la diminution du soutien émotionnel est associée à ce genre de perte, l'autoévaluation de l'état de santé pourrait s'être améliorée parce que la période de stress entourant la rupture du mariage ou le décès s'est terminée. Malheureusement, la taille des échantillons n'est pas suffisante pour que l'on puisse considérer la perte du conjoint comme un facteur de l'analyse multivariée.

Mot de la fin

Selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), les facteurs physiques influent, certes, sur l'autoévaluation de l'état de santé, mais les comportements qui ont un effet sur la santé, les caractéristiques psychosociales et le statut socioéconomique y sont également associés de façon significative. Certaines variables n'influent sur les perceptions qu'à une seule extrémité de l'échelle d'autoévaluation de l'état de santé, tandis que d'autres sont des facteurs « de double risque », en ce sens qu'elles ont un effet significatif sur les perceptions tant positives que négatives (tableau 3). De surcroît, les facteurs significatifs pour un sexe ne le sont pas nécessairement pour l'autre.

Évidemment, plusieurs aspects de la santé physique sont d'importants facteurs de double risque. Tant chez l'homme que chez la femme, la limitation de l'état fonctionnel lors du cycle de référence est associée à une faible cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé et à une cote élevée exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise. Le diagnostic d'un nouveau problème de santé chronique entre 1994-1995 et 1996-1997 a le même effet sur l'autoévaluation de la santé.

Deux autres variables de l'état de santé physique

Tableau 3

Sommaire des rapports de cotes significatifs reliant certaines caractéristiques à une santé très bonne/excellente ou passable/mauvaise par opposition à bonne en 1998-1999, selon le sexe, population à domicile de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Santé très bonne/excellente	Santé passable/mauvaise	Santé très bonne/excellente	Santé passable/mauvaise
Âge en 1994-1995				
45 à 54 ans			-	
65 à 74 ans		+	-	
Santé physique				
Limitations fonctionnelles 1994-1995	-	+	-	+
Détérioration de l'état fonctionnel†	-	+		+
Amélioration de l'état fonctionnel†	+	-		-
Problèmes de santé chroniques				
1			-	
2 ou plus	-		-	
Nouveau(x) problème(s) de santé chronique(s)†	-	+	-	+
Douleur moyenne/forte, 1994-1995			-	+
Augmentation de la douleur†	-		-	
Décès prématuré des parents				+
Facteurs socioéconomiques				
Pas de diplôme d'études secondaires 1994-1995		+	-	
Revenu du ménage inférieur/moyen-inférieur/moyen, 1994-1995			-	+
Comportements qui influent sur la santé				
Grand fumeur, 1994-1995	-		-	
Augmentation de l'usage du tabac†		+		
Buveur hebdomadaire		-	+	-
Activité physique occasionnelle/infréquent, 1994-1995	-		-	
Diminution de l'activité physique†				+
Obésité, 1994-1995	-		-	
Gain de poids excessif†				+
Facteurs psychosociaux				
Diminution du soutien émotionnel†	-			
Forte détresse, 1994-1995			-	+
Augmentation de la détresse†	+		-	
Faible estime de soi, 1994-1995	-		-	+

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

Nota : Sommaire des rapports de cotes significatifs qui figurent dans les tableaux 1 et 2; le signe + indique un rapport de cotes significativement plus élevé que 1 et le signe - indique un rapport de cotes significativement plus faible que 1 ($p < 0,05$).

† Entre 1994-1995 et 1996-1997.

☐ Facteur de double risque.

ne sont des facteurs de double risque que chez l'homme. Chez ce dernier, la diminution de l'état fonctionnel fait baisser la cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé et fait augmenter celle exprimant le risque de considérer sa santé comme passable ou mauvaise; une amélioration de l'état fonctionnel à l'effet inverse. L'existence de douleurs modérées ou fortes, quant à elle, est un facteur de double risque chez la femme, mais non chez l'homme.

Alors que chez l'homme, les facteurs de double risque ont trait uniquement à la santé physique, il n'en n'est pas de même chez la femme. Chez cette dernière, vivre dans un ménage dont le revenu est assez faible, avoir une faible estime de soi et éprouver un sentiment de détresse prononcé sont des facteurs de double risque. En outre, la cote exprimant la possibilité de se considérer comme en très bonne ou en excellente santé est élevée et celle exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise, faible, chez les femmes qui boivent de l'alcool au moins une fois par semaine. Ces résultats rappellent ceux d'autres études selon lesquelles les femmes tiendraient compte d'un plus grand nombre de facteurs que les hommes lorsqu'elles évaluent leur état de santé⁴⁷.

Naturellement, cela ne signifie pas que le statut socioéconomique, les caractéristiques psychosociales et le mode de vie ne sont des déterminants significatifs que de l'état de santé perçu des femmes. Par exemple, chez l'homme, ne pas avoir terminé ses études secondaires, voir s'intensifier son sentiment de détresse et augmenter sa consommation de cigarettes sont des facteurs associés à une cote élevée exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise. En outre, tant chez l'homme que chez la femme, la forte consommation de cigarettes, l'inactivité physique et l'obésité réduisent considérablement la cote exprimant la possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé.

Parmi les facteurs qui influent sur l'autoévaluation de l'état de santé, ceux caractérisés par des variations méritent une attention particulière. Lorsqu'une personne évalue sa santé, elle pense non seulement à la situation courante, mais aussi aux trajectoires,

c'est-à-dire les détériorations et les améliorations³⁵. Selon la présente analyse, les changements touchant l'état physique, le mode de vie, les facteurs psychosociaux, voire le fait d'entrer dans un groupe d'âge associé à un changement — sont importants.

La présente étude souligne à quel point la façon dont une personne évalue sa santé est complexe. Les liens entre les perceptions concernant la santé et les facteurs psychologiques laissent entendre que cette autoévaluation englobe l'esprit et le corps. Les liens avec le mode de vie sous-entendent que l'autoévaluation de la santé comporte une composante normative — la conscience de la façon dont il « faudrait » se comporter pour être « en bonne santé » — particulièrement chez la femme. Et, même si l'on tient compte des effets de l'état de santé physique, des caractéristiques psychosociales et du mode de vie, les différences socioéconomiques ne s'effacent pas.

Comprendre les déterminants de l'autoévaluation de l'état de santé pourrait apporter des éclaircissements sur son pouvoir prédictif et fournir des renseignements pertinents quant aux pratiques de promotion de la santé. L'autoévaluation de l'état de santé pourrait aussi être une source inexploitée de renseignements pour les cliniciens. Une personne qui évalue sa santé tient compte d'un large éventail de facteurs qui ne sont pas tous décelés facilement par les professionnels de la santé. ●

Remerciements

La présente analyse a été financée par une allocation de recherche accordée par Statistique Canada. Les auteurs remercient Jean-Marie Berthelot, Christian Houle, Karla Nobrega, Sylvain Perron et Stéphane Tremblay du Groupe de l'analyse et de la modélisation de la santé de Statistique Canada, et T.K. Young et Betty Havens, de l'Université du Manitoba.

Références

1. O. Lundberg et K. Manderbacka, « Assessing reliability of a measure of self-rated health », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 24(3), 1996, p. 218-224.
2. S. O'Brien Cousins, « Validity and reliability of self-reported health of persons aged 70 and older », *Health Care for Women International* 18(2), 1997, p. 165-174.
3. G.L. Maddox et E.B. Douglass, « Self-assessment of health: A longitudinal study of elderly subjects », *Journal of Health and Social Behavior*, 14(1), 1973, p. 87-93.
4. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
6. M. Bergner, R.A. Bobbitt, W.E. Pollard *et al.*, « The sickness impact profile: Validation of a health status measure », *Medical Care*, 14(1), 1976, p. 57-67.
7. J.E. Brazier, R. Harper, N.M.B. Jones *et al.*, « Validating the SF-36 Health Survey Questionnaire: New outcome measure for primary care », *British Medical Journal*, 305, 1992, p. 160-164.
8. A. LaRue, L. Bank, L. Jarvik *et al.*, « Health in old age: How do physicians' ratings and self-ratings compare? », *Journal of Gerontology*, 34(5), 1979, p. 687-691.
9. K.F. Ferraro, M.M. Farmer et J.A. Wybraniec, « Health trajectories: Long-term dynamics among black and white adults », *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 1997, p. 38-54.
10. G.A. Kaplan, D.E. Goldberg, S.A. Everson *et al.*, « Perceived health status and morbidity and mortality: Evidence from the Kuopio Ischaemic Heart Disease Risk Factor Study », *International Journal of Epidemiology*, 25(2), 1996, p. 259-265.
11. L. Møller, T.S. Kristensen et H. Hollnagel, « Self-rated health as a predictor of coronary heart disease in Copenhagen, Denmark », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(4), 1996, p. 423-428.
12. B. Shadbolt, « Some correlates of self-rated health for Australian women », *American Journal of Public Health*, 87(6), 1997, p. 951-956.
13. V.L. Wilcox, S.V. Kasl et E.L. Idler, « Self-rated health and physical disability in elderly survivors of a major medical event », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 51B(2), 1996, p. S96-S104.
14. E.L. Idler, L.B. Russell et D. Davis, « Survival, functional limitations, and self-rated health in the NHANES 1 epidemiologic follow-up study, 1992 », *American Journal of Epidemiology*, 152(9), 2000, p. 874-883.
15. M.M. Farmer et K.F. Ferraro, « Distress and perceived health: Mechanisms of health decline », *Journal of Health and Social Behavior*, 39(3), 1997, p. 298-311.

16. A. Grand, P. Grosclaude, H. Bocquet *et al.*, « Predictive value of life events, psychosocial factors and self-rated health on disability in an elderly French population », *Social Science and Medicine*, 27(12), 1988, p. 1337-1342.
17. G.A. Kaplan, W.J. Strawbridge, T. Camacho *et al.*, « Factors associated with change in physical functioning in the elderly: A six-year prospective study », *Journal of Aging and Health*, 5(1), 1993, p. 140-153.
18. 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.
19. E.L. Idler et S.V. Kasl, « Self-ratings of health: Do they also predict change in functional ability? », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 50B(6), 1995, p. S344-S353.
20. C. Evashwick, G. Rowe, P. Diehr *et al.*, « Factors explaining the use of health care services by the elderly », *Health Services Research*, 19(3), 1984, p. 357-382.
21. S. Miilunpalo, I. Vuori, P. Oja *et al.*, « Self-rated health status as a health measure: the predictive value of self-reported health status on the use of physician services and on mortality in the working-age population », *Journal of Clinical Epidemiology*, 50(5), 1997, p. 517-528.
22. M. Weinberger, J.C. Darnell, W.M. Tierney *et al.*, « Self-rated health as a predictor of hospital admission and nursing home placement in elderly public housing tenants », *American Journal of Public Health*, 76(4), 1986, p. 457-459.
23. F.D. Wolinsky, S.D. Culler, C.M. Callahan *et al.*, « Hospital resource consumption among older adults: a prospective analysis of episodes, length of stay, and charges over a seven-year period », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 49(5), 1994, p. S240-S252.
24. P.A. Greiner, D.A. Snowdon et L.H. Greiner, « Self-rated function, self-rated health, and postmortem evidence of brain infarcts: Findings from the Nun study », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 54B, 1999, p. S219-S222.
25. K.F. Ferraro et J.A. Kelley-Moore, « Self-rated health and mortality among black and white adults: examining the dynamic evaluation thesis », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 56(4), 2001, p. S195-S205.
26. A. Appels, H. Bosma, V. Grabauskas *et al.*, « Self-rated health and mortality in a Lithuanian and a Dutch population », *Social Science and Medicine*, 42(5), 1996, p. 681-689.
27. E.L. Idler et S. Kasl, « Health perceptions and survival: Do global evaluations of health status really predict mortality? », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 46(2), 1991, p. S55-S65.
28. G.A. Kaplan et T. Camacho, « Perceived health and mortality: A nine-year follow-up of the Human Population Laboratory cohort », *American Journal of Epidemiology*, 117(3), 1983, p. 292-304.
29. G. Kaplan, V. Barell et A. Lusky, « Subjective state of health and survival in elderly adults », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 43(4), 1988, p. S114-S120.
30. J.M. Mossey et E. Shapiro, « Self-rated health: a predictor of mortality among the elderly », *American Journal of Public Health*, 72(8), 1982, p. 800-808.
31. 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(10), 1993, p. 840-848.
32. F.D. Wolinsky et R.J. Johnson, « Perceived health status and mortality among older men and women », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 47(6), 1992, p. S304-S312.
33. E.S.H. Yu, Y.M. Kean, D.J. Slymen *et al.*, « Self-perceived health and 5-year mortality risks among the elderly in Shanghai, China », *American Journal of Epidemiology*, 147(9), 1998, p. 880-890.
34. Y. Benyamini et E.L. Idler, « Community studies reporting association between self-rated health and mortality », *Research on Aging*, 21(3), 1999, p. 392-401.
35. E.L. Idler et Y. Benyamini, « Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies », *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 1997, p. 21-37.
36. W.J. Strawbridge et M.I. Wallhagen, « Self-rated health and mortality over three decades: Results from a time-dependent covariate analysis », *Research on Aging*, 21(3), 1999, p. 402-416.
37. M. Blaxter, *Health and Lifestyles*, London/New York, Tavistock/Routledge, 1990.
38. J.N.K. Rao, G.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).
39. 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.
40. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, Baltimore, août 1999.
41. J.P. Mackenbach, J. Van Den Bos, I.M.A. Joung *et al.*, « The determinants of excellent health: Different from the determinants of ill-health? », *International Journal of Epidemiology*, 23(6), 1994, p. 1273-1281.
42. A.M.A. Smith, J.M. Shelley et L. Dennerstein, « Self-rated health: Biological continuum or social discontinuity? », *Social Science and Medicine*, 39(1), 1994, p. 77-83.
43. E.L. Idler, S.V. Hudson et H. Leventhal, « The meanings of self-ratings of health: A qualitative and quantitative approach », *Research on Aging*, 21(3), 1999, p. 458-476.
44. J. Hagart et D.R. Billington, « Towards an understanding of health status: the perceived importance of health status dimensions », *Community Medicine*, 4(1), 1982, p. 12-24.
45. N.M. Krause et G.M. Jay, « What do global self-rated health items measure? », *Medical Care*, 32(9), 1994, p. 930-942.
46. K. Manderbacka, E. Lahelma et P. Martikainen, « Examining the continuity of self-rated health », *International Journal of Epidemiology*, 27(2), 1998, p. 208-213.
47. Y. Benyamini, E.A. Leventhal et H. Leventhal, « Gender differences in processing information for making self-assessments of health », *Psychosomatic Medicine*, 62(3), 2000, p. 354-364.

48. J.E. Ware Jr., « Standards for validating health measures: definition and content », *Journal of Chronic Diseases*, 40(6), 1987, p. 473-480.
49. A. Worsley, « Laypersons' evaluation of health: an exploratory study of an Australian population », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 44(1), 1990, p. 7-11.
50. J. Liang, « Self-reported physical health among aged adults », *Journal of Gerontology*, 41(2), 1986, p. 248-260.
51. K. Fylkesnes et O.H. Førde, « The TROMSØ Study: Predictors of self-evaluated health - Has society adopted the expanded health concept? », *Social Science and Medicine*, 32(2), 1991, p. 141-146.
52. J. Damian, A. Ruigomez, V. Pastor *et al.*, « Determinants of self-assessed health among Spanish older people living at home », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 53(7), 1999, p. 412-416.
53. K.F. Ferraro, « Self-ratings of health among the old and the old-old », *Journal of Health and Social Behavior*, 21(1), 1980, p. 377-383.
54. K.F. Ferraro et Y. Yu, « Body weight and self-ratings of health », *Journal of Health and Social Behavior*, 36(3), 1995, p. 274-284.
55. R.J. Johnson et F.D. Wolinsky, « The structure of health status among older adults: Disease, disability, functional limitation, and perceived health », *Journal of Health and Social Behavior*, 34(2), 1993, p. 105-121.
56. W.C. Cockerham, K. Sharp et J.A. Wilcox, « Aging and perceived health status », *Journal of Gerontology*, 38(3), 1983, p. 349-355.
57. S.E. Levkoff, P.D. Cleary et T. Wetle, « Differences in the appraisal of health between aged and middle-aged adults », *Journal of Gerontology*, 42(1), 1987, p. 114-120.
58. E. Mutran et K.F. Ferraro, « Medical need and use of services among older men and women », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 43(5), 1988, p. S162-S171.
59. K. Fylkesnes et O.H. Førde, « Determinants and dimensions involved in self-evaluation of health », *Social Science and Medicine*, 35(3), 1992, p. 271-279.
60. M.S. Goldstein, J.M. Siegel et R. Boyer, « Predicting changes in perceived health status », *American Journal of Public Health*, 74(6), 1984, p. 611-614.
61. M. Jylhä, E. Leskinen, E. Alanen *et al.*, « Self-rated health and associated factors among men of different ages », *Journal of Gerontology*, 41(6), 1986, p. 710-717.
62. K. Manderbacka, « Examining what self-rated health question is understood to mean by respondents », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 26(2), 1998, p. 145-153.
63. K. Manderbacka, O. Lundberg et P. Martikainen, « Do risk factors and health behaviours contribute to self-ratings of health? », *Social Science & Medicine*, 48(12), 1999, p. 1713-1720.
64. F.D. Wolinsky, T.E. Stump et D.O. Clark, « Antecedents and consequences of physical activity and exercise among older adults », *The Gerontologist*, 35(4), 1995, p. 451-462.
65. Santé nationale et Bien-être social, rapport d'un groupe d'experts dirigé par la Direction de la promotion de la santé, Direction générale des programmes et des services de santé, *Niveaux de poids associés à la santé : Lignes directrices canadiennes*, ministre de la Santé nationale et du Bien-être social, 1988.
66. R.G. Hart, L.A. Pearce, R. McBride *et al.*, « Factors associated with ischemic stroke during aspirin therapy in atrial fibrillation: analysis of 2012 participants in the SPAF I-III clinical trials. The Stroke Prevention in Atrial Fibrillation (SPAF) Investigators », *Stroke*, 30(6), 1999, p. 1223-1229.
67. J.M. Gaziano, T.A. Gaziano, R.J. Glynn *et al.*, « Light-to-moderate alcohol consumption and mortality in the Physicians' Health Study enrollment cohort », *Journal of the American College of Cardiology*, 35(1), 2000, p. 96-105.
68. D. Feskanich, S.A. Korrick, S.L. Greenspan *et al.*, « Moderate alcohol consumption and bone density among postmenopausal women », *Journal of Women's Health*, 8(1), 1999, p. 65-73.
69. K. Poikolainen, E. Vartiainen et H.J. Korhonen, « Alcohol intake and subjective health », *American Journal of Epidemiology*, 144(4), 1996, p. 346-350.
70. M. Shields, « Enquête nationale sur la santé de la population – Déclaration par procuration », *Rapports sur la santé*, 12(1), 2000, p. 23-44 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
71. A. Kuskowska-Wolk, P. Karlsson, M. Stolt *et al.*, « The predictive validity of body mass index based on self-reported weight and height », *International Journal of Obesity*, 13(4), 1989, p. 441-453.
72. M.L. Rowland, « Self-reported weight and height », *American Journal of Clinical Nutrition*, 52(6), 1990, p. 1125-1133.
73. R. Schulz, M. Mittelmark, R. Kronmal *et al.*, « Predictors of perceived health status in elderly men and women », *Journal of Aging and Health*, 6(4), 1994, p. 419-447.
74. J.S. House, K.R. Landis et D. Umberson, « Social relationships and health », *Science*, 241, 1981, p. 540-544.
75. L. Berkman et S.L. Syme, « Social networks, host resistance and mortality: A nine-year follow-up study of Alameda county residents », *American Journal of Epidemiology*, 109(2), 1979, p. 186-204.
76. 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. 426-431.

Annexe

Tableau A
Répartition des niveaux d'autoévaluation de la santé en 1998-1999, selon le sexe, population à domicile de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		en milliers	%		en milliers	%
Total	3 991	7 832	100,0	5 380	8 812	100,0
Très bonne/excellente	2 439	4 983	63,6	3 144	5 246	59,5
Bonne	1 099	2 065	26,4	1 531	2 552	29,0
Passable/mauvaise	453	785	10,0	705	1 013	11,5

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

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

Tableau B

Répartition de l'âge et des caractéristiques de l'état de santé physique, selon le sexe, population à domicile de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		en milliers	%		en milliers	%
Total	3 991	7 832	100,0	5 380	8 812	100,0
Âge 1994-1995						
25 à 34 ans	995	2 068	26,4	1 317	2 247	25,5
35 à 44 ans	1 027	2 279	29,1	1 230	2 377	27,0
45 à 54 ans	799	1 580	20,2	896	1 549	17,6
55 à 64 ans	536	976	12,5	790	1 240	14,1
65 à 75 ans	459	675	8,6	717	974	11,1
75 ans et plus	175	254	3,2	430	426	4,8
État fonctionnel, 1994-1995						
Limitations	685	1 165	14,9	1 149	1 666	18,9
Pas de limitations	3 305	6 664	85,1	4 231	7 146	81,1
Données manquantes	1	--	--	0		
Variation de l'état fonctionnel						
Détérioration	326	630	8,0	539	798	9,1
Amélioration	330	561	7,2	517	775	8,8
Pas de changement	3 322	6 617	84,5	4 305	7 219	81,9
Données manquantes	13	--	--	19	20 [†]	0,2 [†]
Problèmes de santé chroniques, 1994-1995						
0	2 221	4 610	58,9	2 620	4 640	52,7
1	1 080	2 085	26,6	1 417	2 300	26,1
2 ou plus	683	1 124	14,3	1 339	1 868	21,2
Données manquantes	7	--	--	4	--	--
Nouveau(x) problème(s) de santé chroniques(s)						
0	2 959	5 841	74,6	3 773	6 260	71,0
1 ou plus	1 015	1 954	25,0	1 587	2 528	28,7
Données manquantes	17	37 [†]	0,5 [†]	20	25 [†]	0,3 [†]
Douleur, 1994-1995						
Moyenne/forte	428	807	10,3	805	1 332	15,1
Légère ou aucune	3 545	6 989	89,2	4 559	7 440	84,4
Données manquantes	18	37 [†]	0,5 [†]	16	40 [†]	0,5 [†]
Variation du niveau de la douleur						
Augmentation	292	557	7,1	462	691	7,8
Diminution	387	722	9,2	667	1 151	13,1
Pas de changement	3 292	6 504	83,0	4 234	6 928	78,6
Données manquantes	20	49 [†]	0,6 [†]	17	42 [†]	0,5 [†]
Décès prématuré des parents						
Oui	990	1 940	24,8	1 512	2 449	27,8
Non	2 994	5 868	74,9	3 861	6 345	72,0
Données manquantes	7	--	--	7	--	--

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

Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués. Les variables ayant trait aux variations concernent celles survenues de 1994-1995 à 1996-1997.

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

-- Échantillon trop petit pour produire des estimations fiables.

Tableau C

Répartition des facteurs socioéconomiques, selon le sexe, population à domicile de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		en milliers	%		en milliers	%
Total	3 991	7 832	100,0	5 380	8 812	100,0
Niveau de scolarité, 1994-1995						
Pas de diplôme d'études secondaires	1 121	1 810	23,1	1 514	2 158	24,5
Au moins un diplôme d'études secondaires	2 862	6 004	76,7	3 859	6 640	75,4
Données manquantes	8	--	--	7	--	--
Revenu du ménage, 1994-1995						
Inférieur/moyen - inférieur/moyen	1 734	3 011	38,4	2 822	4 068	46,2
Moyen-supérieur/supérieur	2 092	4 450	56,8	2 354	4 366	49,6
Données manquantes	165	371	4,7	204	377	4,3
État matrimonial, 1994-1995						
Marié(e)	2 756	5 980	76,3	3 201	6 146	69,7
Jamais marié(e)	689	1 177	15,0	624	872	9,9
Marié(e) antérieurement	546	676	8,6	1 555	1 794	20,4

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

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

-- Échantillon trop petit pour produire des estimations fiables.

Tableau D

Répartition des comportements qui influent sur la santé, selon le sexe, population à domicile de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		en milliers	%		en milliers	%
Total	3 991	7 832	100,0	5 380	8 812	100,0
Usage du tabac, 1994-1995						
Grand fumeur	752	1 372	17,5	629	1 001	11,4
Fumeur léger	411	794	10,1	684	1 060	12,0
Ancien fumeur quotidien	1 390	2 601	33,2	1 368	2 144	24,3
N'a jamais fumé quotidiennement	1 434	3 052	39,0	2 693	4 594	52,1
Données manquantes	4	--	--	6	--	--
Variation de l'usage du tabac						
Diminution	439	789	10,1	515	801	9,1
Augmentation	331	654	8,4	367	592	6,7
Pas de changement	3 212	6 366	81,3	4 485	7 396	83,9
Données manquantes	9	--	--	13	--	--
Consommation d'alcool, 1994-1995						
Hebdomadaire	2 003	4 055	51,8	1 341	2 347	26,6
Ancien buveur	494	789	10,1	847	1 288	14,6
Moins qu'une fois par semaine/abstinence	1 485	2 968	37,9	3 189	5 169	58,7
Données manquantes	9	--	--	3	--	--
Nouveau buveur hebdomadaire						
Oui	324	672	8,6	314	580	6,6
Non	3 646	7 109	90,8	5 047	8 190	92,9
Données manquantes	21	51 [‡]	0,6 [‡]	19	43 [‡]	0,5 [‡]
Activité physique, 1994-1995						
Régulière	2 114	4 148	53,0	2 838	4 498	51,0
Occasionnelle ou infrequente	1 860	3 652	46,6	2 528	4 293	48,7
Données manquantes	17	32 [‡]	0,4 [‡]	14	20 [‡]	0,2 [‡]
Variation de l'activité physique						
Augmentation	896	1 878	24,0	1 259	2 165	24,6
Diminution	801	1 534	19,6	1 028	1 661	18,8
Pas de changement	2 271	4 375	55,9	3 072	4 951	56,2
Données manquantes	23	45 [‡]	0,6 [‡]	21	35 [‡]	0,4 [‡]
Poids, 1994-1995[†]						
Insuffisant	97	209	2,7	509	923	10,7
Normal	1 369	2 846	36,3	2 320	3 842	44,5
Léger surpoids	1 014	1 926	24,6	799	1 287	14,9
Obèse	1 489	2 795	35,7	1 568	2 424	28,1
Données manquantes	22	56 [‡]	0,7 [‡]	88	164	1,9
Gain de poids excessif[†]						
Oui	484	949	12,1	493	805	9,5
Non	3 448	6 761	86,3	4 537	7 382	86,9
Données manquantes	59	122 [§]	1,6 [§]	178	310	3,6

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

Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués. Les variables ayant trait aux variations concernent celles survenues de 1994-1995 à 1996-1997.

[†] À l'exclusion des femmes enceintes.

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

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

-- Échantillon trop petit pour produire des estimations fiables.

Tableau E

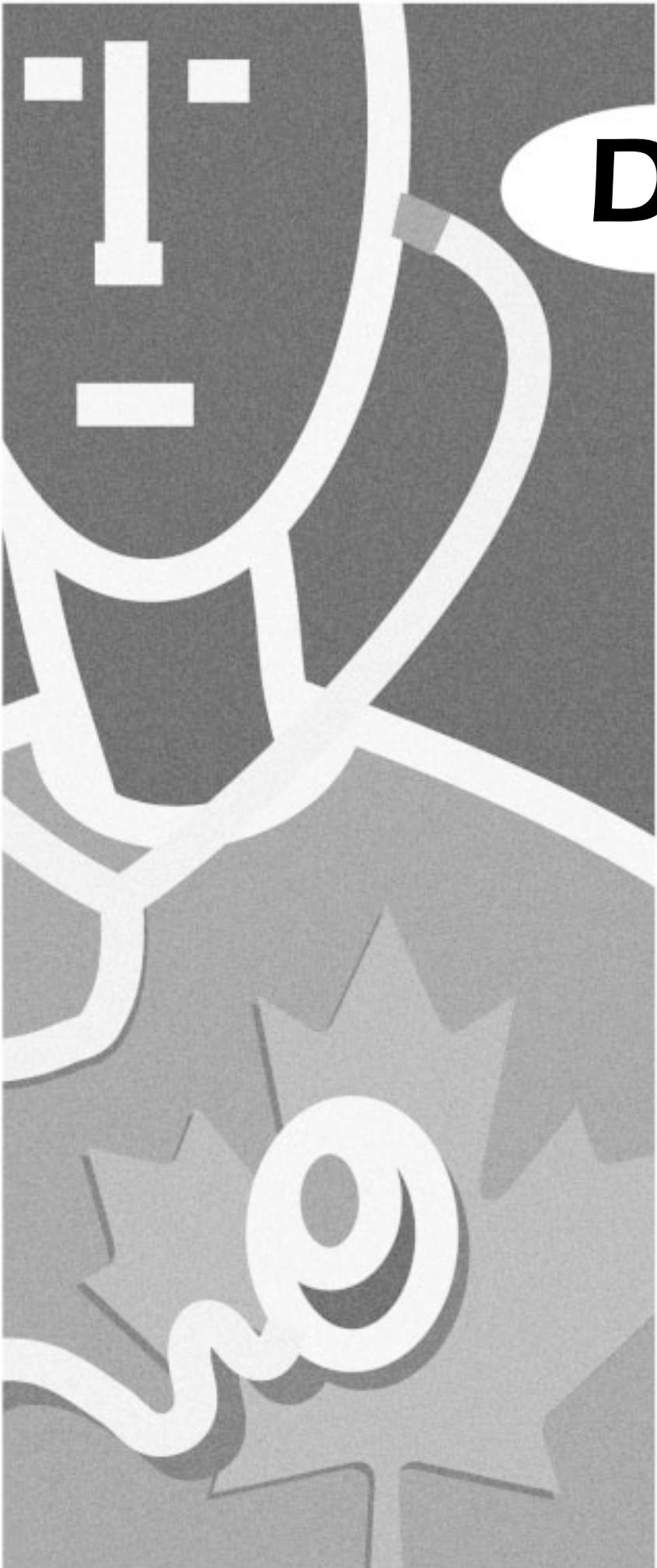
Répartition de l'âge et des facteurs psychosociaux, selon le sexe, population à domicile de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		en milliers	%		en milliers	%
Total	3 991	7 832	100,0	5 380	8 812	100,0
Faible soutien émotionnel, 1994-1995						
Oui	814	1 587	20,3	781	1 326	15,1
Non	3 128	6 152	78,5	4 557	7 415	84,2
Données manquantes	49	93 [†]	1,2 [†]	42	70 [†]	0,8 [†]
Variation du soutien émotionnel						
Augmentation	541	1 069	13,6	562	991	11,3
Diminution	462	884	11,3	426	736	8,4
Pas de changement	2 910	5 720	73,0	4 319	6 961	79,0
Données manquantes	78	160	2,0	73	124	1,4
Détresse, 1994-1995						
Forte	402	780	10,0	838	1 420	16,1
Faible/moyenne	3 546	6 959	88,9	4 498	7 301	82,9
Données manquantes	43	93 [†]	1,2 [†]	44	91 [†]	1,0 [†]
Variation du niveau de détresse						
Augmentation	258	552	7,0	426	699	7,9
Diminution	506	973	12,4	759	1 295	14,7
Pas de changement	3 157	6 145	78,5	4 116	6 676	75,8
Données manquantes	70	162	2,1	79	142	1,6
Faible estime de soi, 1994-1995						
Oui	405	740	9,4	722	1 115	12,7
Non	3 551	7 020	89,6	4 618	7 609	86,3
Données manquantes	35	72 [†]	0,9 [†]	40	88 [†]	1,0 [†]

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

Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués. Les variables ayant trait aux variations concernent celles survenues de 1994-1995 à 1996-1997.

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

A stylized graphic on the left side of the page. It features a dark grey background with white outlines. The top part shows a person's face with a neutral expression, defined by simple white lines for the eyes, nose, and mouth. Below the face, there are white, wavy lines that resemble a stylized maple leaf or a decorative flourish. The overall style is minimalist and modern.

Données **disponibles**

Aperçu des données sur la santé
produites récemment par
Statistique Canada

Statistique de la santé mentale, 1998-1999

Le taux de congés des personnes atteintes de troubles mentaux des hôpitaux généraux et psychiatriques en 1998-1999 a été de 639 congés pour 100 000 personnes, en baisse de 6 % par rapport à 1997-1998. Ce taux est nettement inférieur au maximum (sur 25 ans) de 894 congés pour 100 000 personnes atteint en 1973. La plupart des provinces et territoires ont suivi la tendance nationale à la baisse, sauf Terre-Neuve, l'Île-du-Prince-Édouard et le Yukon, dont le taux de congés a légèrement augmenté. Cette tendance à la baisse est largement attribuable à une insistance accrue sur le traitement des troubles mentaux dans des cliniques communautaires et des services de consultations externes des hôpitaux et au transfert des personnes recevant des soins prolongés à des établissements pour bénéficiaires internes.

Le traitement hospitalier des troubles mentaux a représenté 8,7 millions de journées en 1998-1999, comparativement à 10,6 millions de journées en 1997-1998. Ce déclin a été le plus marqué dans les hôpitaux psychiatriques, qui ont enregistré une diminution de 1,6 million de journées. Toutes les provinces sauf l'Île-du-Prince-Édouard, la Colombie-Britannique et les Territoires du Nord-Ouest ont connu un recul.

En 1998-1999, les hôpitaux ont enregistré 193 869 congés liés à des troubles mentaux. La grande majorité des congés (87 %) relevait d'hôpitaux généraux et le reste, d'hôpitaux psychiatriques. Ces derniers, qui traitent généralement les personnes atteintes de troubles plus graves nécessitant des séjours prolongés, ont fait état d'un séjour moyen de 197 jours pour un trouble mental, chiffre nettement supérieur à la moyenne de 22 jours dans un hôpital général. Cependant, la durée moyenne des séjours dans les hôpitaux généraux, peu importe le motif de l'hospitalisation (par exemple, cancer, diabète, maladie du cœur, blessures), a été de 8,6 journées.

Ces données se fondent sur des chiffres se rapportant aux congés hospitaliers, qui sont des chiffres liés aux événements et non aux patients. Ainsi, si une personne entre et sort plus d'une fois

au cours d'une année de déclaration, cela représente autant de congés.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Karen McCarthy au (613) 241-7860, poste 4026, télécopieur : (613) 241-8120, Institut canadien d'information sur la santé. Pour obtenir des renseignements historiques antérieurs à 1994-1995, communiquez avec la Sous-section des services personnalisés à la clientèle au (613) 951-1746, Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

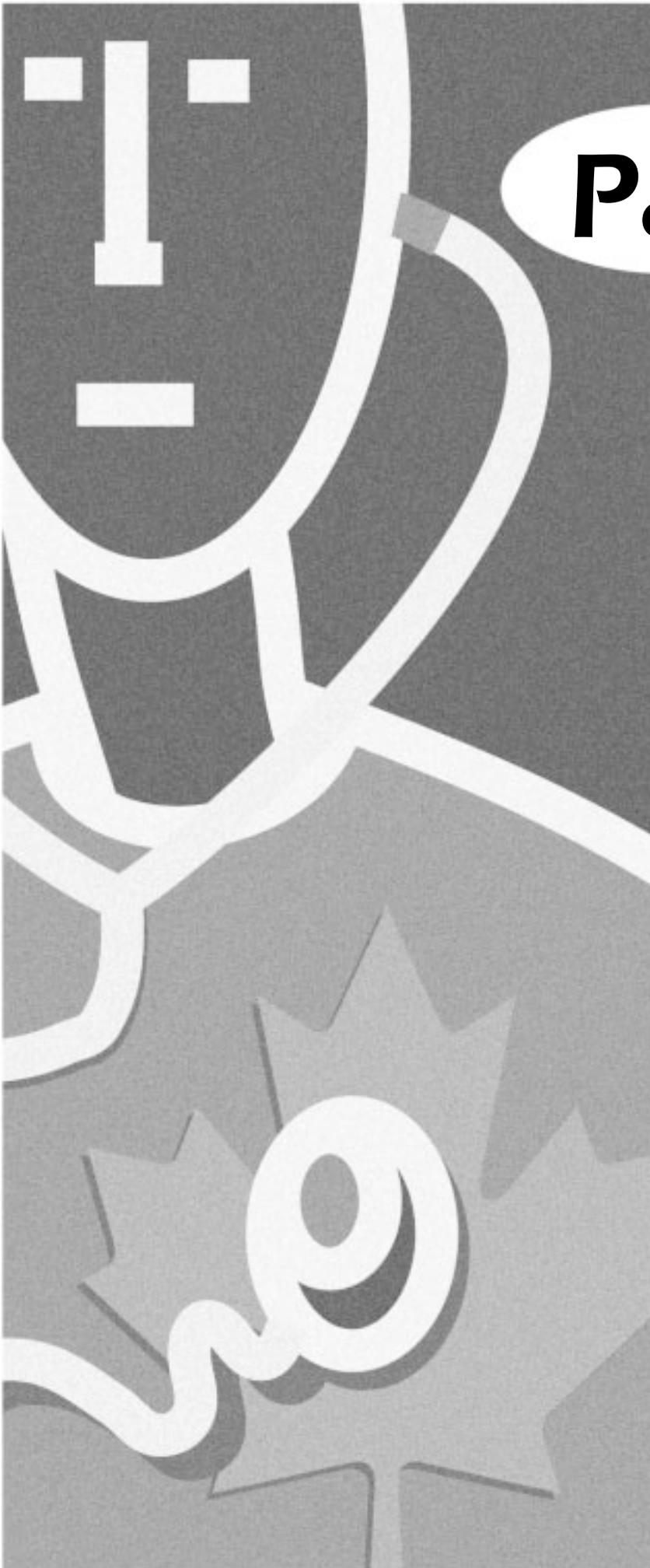
Indicateurs de la santé, vol. 2001, n° 2

La deuxième édition des *Indicateurs de la santé*, un produit de données qui se présente sous forme de publication électronique et qui est préparée par Statistique Canada et l'Institut canadien d'information sur la santé, est maintenant disponible. Les indicateurs, conçus de façon à permettre des comparaisons à l'échelle du Canada, des provinces et territoires et des régions socio-sanitaires, se fondent sur des définitions et des méthodes normalisées.

Ces indicateurs sont regroupés en quatre catégories : l'état de santé (problèmes de santé, taux de mortalité, mesures du bien-être, etc.), les déterminants non médicaux de la santé (caractéristiques socioéconomiques, comportement et santé), le rendement du système de santé (mesures de l'accessibilité, pertinence, efficacité des services de santé) et les caractéristiques des collectivités et du système de santé (renseignements contextuels).

La nouvelle version, volume 2001, n° 2 (n° 82-221-XIF au catalogue), présente des faits saillants et des tableaux de données du volume 2001, n° 1 et trois tableaux additionnels portant sur la mammographie de dépistage, la vaccination contre la grippe et l'allaitement. On retrouve aussi les taux normalisés pour certaines causes de décès, par sexe, pour le Canada, les provinces et les régions socio-sanitaires ainsi que les taux normalisés d'incidence du cancer par siège primaire, par sexe, pour le Canada, les provinces et certaines régions socio-sanitaires.

La publication *Indicateurs de la santé* est maintenant offerte gratuitement dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Pour plus de renseignements, communiquez avec Brenda Wannell de Statistique Canada au (613) 951-8554 (brenda.wannell@statcan.ca) ou avec Karen McCarthy de l'Institut Canadien d'information sur la santé au (613) 241-7860. ●

A stylized graphic on the left side of the page. It features a dark grey background with white outlines. The top part shows a person's face with a neutral expression, defined by simple white lines for the eyes, nose, and mouth. Below the face, there are white, wavy lines that resemble a maple leaf, a symbol associated with the Canadian government. The overall style is minimalist and modern.

Pour commander les publications

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



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

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

Ou visiter notre site Web : www.statcan.ca

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN) ^{†‡}
Rapports sur la santé · par année · l'exemplaire	82-003-XPF	Papier	58 \$ 20 \$
	82-003-XIF	Internet	44 \$ 15 \$
Indicateurs de la santé, publication électronique	82-221-XIF	Internet	Gratuit
Aperçu des statistiques sur la santé <i>Remplacé par Indicateurs de la santé, publication électronique</i>	82F0075XCB	CD-ROM	100 \$
Régions socio-sanitaires en l'an 2000 – Limites, renseignements géographiques et estimations démographiques	82F0082XCB	CD-ROM	60 \$
Guide de la statistique sur la santé <i>(Ce guide est un outil qui vous permet d'accéder rapidement à de l'information reliée à la santé dans le site Web de Statistique Canada. Il peut n'être utilisé qu'en ligne dans le format html et ne peut être téléchargé.)</i>	82-573-GIF	Internet	Gratuit
Rapport statistique sur la santé de la population canadienne	82-570-XIF	Internet	Gratuit
Rapport sur la prévalence de l'usage de la cigarette au Canada, de 1985 à 1999	82F0077XIF	Internet	Gratuit
Les soins de santé au Canada 2000 : Un premier rapport annuel	82-222-XIF (aussi au : http://www.cihi.ca)	Internet	Gratuit
Cancer			
L'incidence du cancer au Canada <i>(De 1994 à 1998, ces données sont disponibles en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle)</i>			
La filière du cancer, bulletin des registres du cancer au Canada	82F0081XIB	Internet	Gratuit
Enquête nationale sur la santé de la population			
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995	82-567-XPB	Papier	10 \$
	82-567-XIB	Internet	8 \$
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997	82-567-XPB	Papier	35 \$
	82-567-XIB	Internet	26 \$
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées à grande diffusion, Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées à grande diffusion, Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$

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

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

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN)†‡
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées à grande diffusion, Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – établissements de soins de santé	82M0010GPF	Papier	50 \$
Renseignements sur l'Enquête nationale sur la santé de la population	82F0068XIF	Internet	Gratuit
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes			
Le suivi santé de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes*	82-004-XIF	Internet	Gratuit
Espérance de vie			
Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997*	84-537-XIF	Internet	15 \$
Tables de mortalité, Canada et provinces, 1990-1992	84-537-XPB	Papier	40 \$
	84-537-XDB	Disquette	40 \$
Établissements de soins			
Établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1997-1998 (Ces données sont disponibles sous forme de totalisations spéciales en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)			
État civil			
Tableaux normalisés			
La Division de la statistique de la santé prépare les tableaux normalisés suivants, à partir de l'année de référence 1996.			
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001XPB	Papier	20 \$
Causes de décès	84F0208XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes	84F0209XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes, 1997	84F0209XIB	Internet	Gratuit
Naissances	84F0210XPB	Papier	20 \$
Décès	84F0211XPB	Papier	20 \$
Mariages	84F0212XPB	Papier	20 \$
Divorces	84F0213XPB	Papier	20 \$
Causes principales de décès	84F0503XPB	Papier	20 \$
(Ces tableaux normalisés peuvent être commandés en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)			
Autre			
Étude de validation d'un couplage d'enregistrements de naissance et de décès infantile au Canada	84F0013XIF	Internet	Gratuit
Fichier de conversion des codes postaux plus (FCCP+)	82F0086XDB	Disquette	Gratuit
(Pour obtenir le FCCP+, les clients doivent d'abord acheter le FCCP.)			
Renseignements historiques			
Recueil de statistiques de l'état civil, 1996	84-214-XPF	Papier	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$
Hospitalisation			
Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux	82-562-XPB	Papier	40 \$

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

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

* À venir.

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN)†‡
Maladies cardiovasculaires			
Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada	82F0076XIF	Internet	Gratuit
Maladies et lésions professionnelles			
Dépistage des maladies et lésions professionnelles au Canada : mortalité par cause chez les travailleurs, 1965-1991	84-546-XCB	CD-ROM	500 \$
Personnel infirmier			
Données sur les infirmiers(ères) autorisés(ées) à l'intention de la direction, 1998, tableau normalisé <i>(Ce tableau normalisé peut être commandé en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)</i>	83F0005-XPB	Papier	25 \$



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

Les demandes de totalisations spéciales doivent être adressées aux :

Services personnalisés à la clientèle

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

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

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



Fichiers de microdonnées

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

Services personnalisés à la clientèle

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

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

		Numéro du produit	Version	Prix (\$CAN) ^{†‡}
Cycle 3, 1998-1999				
Composante des ménages	Fichiers transversaux en format ASCII, Guide de l'utilisateur, dictionnaire de données, index, clichés d'enregistrement, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé	82M0009XCB	CD-ROM	2 000 \$
Tableaux personnalisés	Ménages 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	Données transversales, fichier texte ASCII, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé	82M0009XCB	CD-ROM	500 \$
Composante des établissements de soins de santé	Données transversales, fichier texte ASCII	82M0010XCB	CD-ROM	250 \$ Les clients qui achètent la composante des ménages des fichiers de microdonnées 1996-1997 recevront gratuitement la composante des établissements de soins de santé
Tableaux personnalisés	Ménages Établissements de soins de santé	82C0013 82C0015	Le prix varie selon l'information demandée Le prix varie selon l'information demandée	
Cycle 1, 1994-1995				
Composante des ménages	Données, fureteur Beyond 20/20 – fichier texte ASCII, Guide de l'utilisateur	82F0001XCB	CD-ROM	300 \$
Composante des établissements de soins de santé	Fichier texte ASCII	82M0010XDB	Disquette	75 \$
Tableaux personnalisés	Ménages Établissements de soins de santé	82C0013 82C0015	Le prix varie selon l'information demandée Le prix varie selon l'information demandée	

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

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



Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)

Statistique Canada est en train de mener une nouvelle enquête, appelée Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), dont la mise en œuvre 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.

Pour plus de renseignements, veuillez visiter notre site Web au <http://www.statcan.ca>, sous « Méthodes statistiques » et « Nouvelles enquêtes ».

Questionnaires de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)

- Ménages
- Institutions
- Nord

Les questionnaires de l'ENSP peuvent être téléchargés du site Web de Statistique Canada au <http://www.statcan.ca>, sous « Méthodes statistiques », ensuite « Questionnaire » et « Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) ».

Le Canada en statistiques

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

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

Centres de données de recherche statistique

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