



N° 82-003-XIF au catalogue

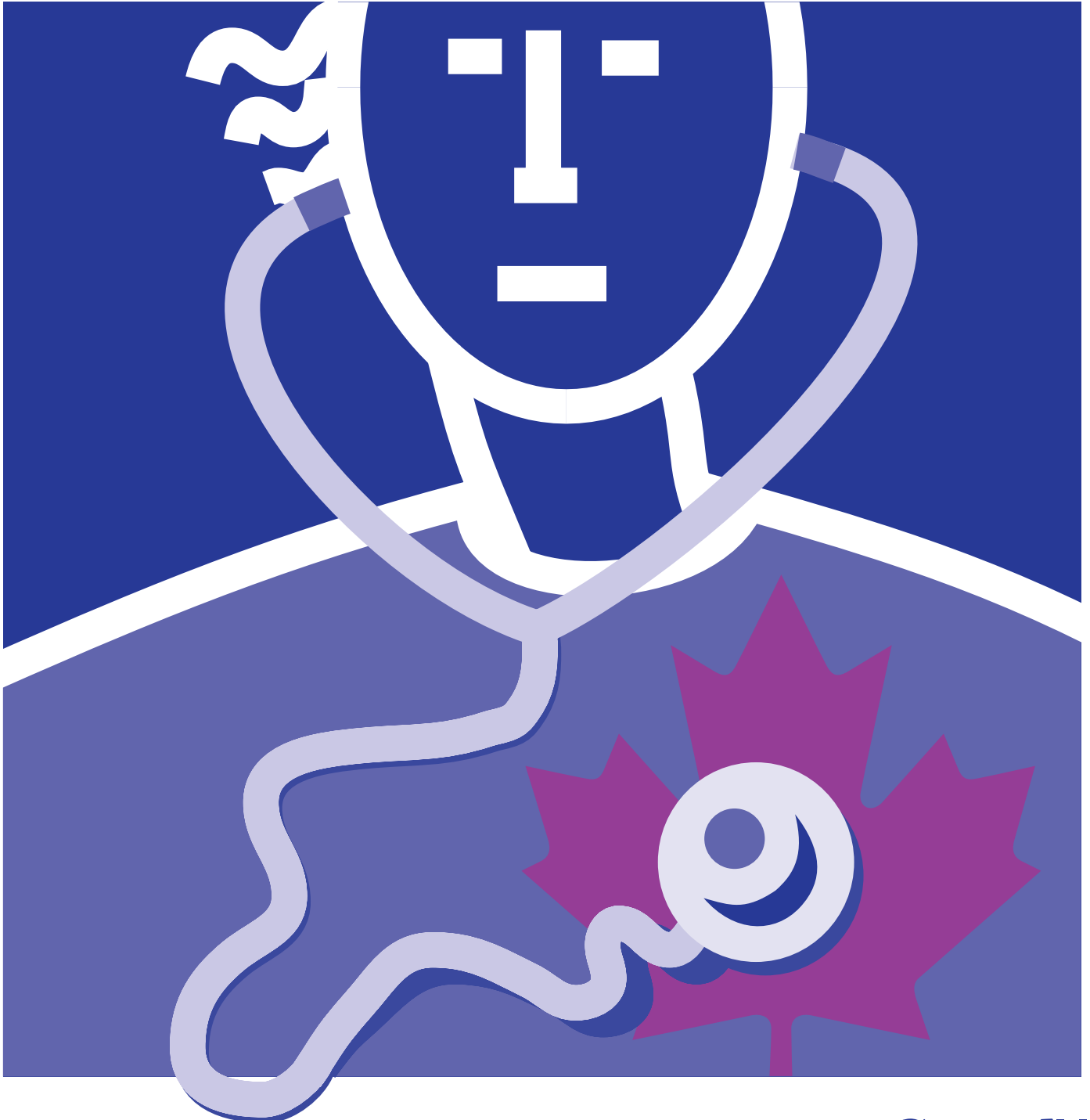
Rapports sur la santé

Vol. 14, n° 3

• Cancer de la prostate

• Soutien social et mortalité
chez les personnes âgées

• Diabète



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

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

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

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

Renseignements sur les commandes et les abonnements

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

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

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

Les prix ne comprennent pas les taxes de vente.

La version imprimée peut être commandée par

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

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

Normes de service à la clientèle

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



Statistique Canada
Division de la statistique de la santé

Rapports sur la santé

Volume 14, numéro 3

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2003

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

Mai 2003

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 14, n° 3
ISSN 1209-1375

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 14, n° 3
ISSN 1492-7128

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

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

SIGNES CONVENTIONNELS

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

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

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



Au sujet de Rapports sur la santé

Rédacteur en chef
Christine Wright

Rédactrice principale
Mary Sue Devereaux

Rédactrice
Barbara Riggs

Rédacteur adjoint
Marc Saint-Laurent

Chargée de production
Renée Bourbonnais

Production et composition
Agnes Jones
Robert Pellarin
Micheline Pilon

Vérification des données
Dan Lucas

Administration
Donna Eastman

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

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

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

Vous trouverez des renseignements sur les commandes ou abonnements sous la rubrique *Pour commander les publications*. D'autres renseignements peuvent être obtenus auprès des rédacteurs, *Rapports sur la santé*, Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, 18^e étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-8374. Courrier électronique : healthreports@statcan.ca. Télécopieur : (613) 951-0792.

Demandes de réimpression

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

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

Cancer de la prostate : dépistage, incidence, chirurgie et mortalité 9

Après avoir progressé au début des années 1990, les taux d'incidence du cancer de la prostate ont diminué. Les taux de mortalité associés à ce cancer ont connu une baisse chez les hommes de 60 ans et plus, tandis qu'ils sont demeurés pour ainsi dire inchangés chez les hommes plus jeunes. En 2000-2001, environ 4 hommes sur 10 âgés de 40 ans et plus ont dit avoir subi un test de l'antigène prostatique spécifique (APS).

Laurie Gibbons et Chris Waters

Soutien social et mortalité chez les personnes âgées 23

Parmi les personnes âgées, on constate chez les hommes, mais non chez les femmes, que le mariage et l'appartenance à des groupes sociaux sont des facteurs qui, indépendamment l'un de l'autre, seraient des prédicteurs de la survie sur la période de six années comprise entre 1994-1995 et 2000-2001.

Kathryn Wilkins

Évolution du diabète : prévalence, incidence et facteurs de risque 39

En 2000-2001, 4,5 % des Canadiens de 18 ans et plus, soit approximativement 1,1 million de personnes, étaient atteints de diabète. L'âge plus avancé, les antécédents familiaux, la sédentarité des gens pendant leurs loisirs et l'excès de poids sont autant de facteurs qui sont associés à l'apparition de cette maladie.

Wayne J. Millar et T. Kue Young



Données disponibles

Mariages, 1999 55
Rapport sur l'usage de la cigarette, 1985 à 2001 55

Errata

..... 57

Pour commander les publications

..... 61

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 stylized elements. In the upper left, a stylized human head is depicted with a vertical line for a nose and two small squares for eyes. Below it, a large, thick white outline of a human head and neck is visible. In the lower right, a stylized human head is shown in profile, with a large, white, circular gear-like shape integrated into its face. The overall aesthetic 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

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Cancer de la prostate : dépistage, incidence, chirurgie et mortalité

Laurie Gibbons et Chris Waters

Résumé

Objectifs

Le présent article porte sur le recours récent au test de dépistage de l'antigène prostatique spécifique (test de l'APS) et décrit les tendances observées pour le cancer de la prostate en ce qui concerne l'incidence, l'intervention chirurgicale et la mortalité.

Sources des données

Les données proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001, du Système national de déclaration des cas de cancer et du Registre canadien du cancer, de la Base de données sur la morbidité hospitalière et de la Base canadienne de données sur la mortalité.

Techniques d'analyse

Des données descriptives sur le test de l'APS chez les hommes de 40 ans et plus ont été produites. Les taux comparatifs d'incidence du cancer de la prostate, d'interventions chirurgicales et de mortalité par cancer de la prostate ont été calculés. Les variations statistiquement significatives des tendances linéaires ont été décelées par analyse *Joinpoint*. La signification des différences interprovinciales d'incidence et de mortalité a été testée par analyse de la variance à un critère de classification (ANOVA).

Principaux résultats

En 2000-2001, 43 % des Canadiens de 40 ans et plus ont dit avoir subi un test de l'APS. Le taux d'incidence du cancer de la prostate a augmenté au début des années 1990, mais a diminué depuis. Le taux de mortalité par cancer de la prostate a diminué chez les hommes de 60 ans et plus, mais a fort peu varié chez les hommes plus jeunes. Bien que la prévalence du test de l'APS varie significativement d'une province à l'autre, les différences d'incidence et de mortalité ne sont pas prononcées.

Mots-clés

Antigène prostatique spécifique (APS), dépistage de masse, prostatectomie radicale, orchidectomie bilatérale, enquête sur la santé.

Auteurs

Laurie Gibbons travaille à la Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6;

Chris Waters travaille au Bureau du cancer de Santé Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0L2.

Le cancer de la prostate est le deuxième des cancers les plus fréquents chez l'homme au Canada et il se classe deuxième, après le cancer du poumon, en ce qui concerne la mortalité par cancer¹. En 2002, il a été diagnostiqué chez environ 18 200 hommes et en a emportés quelque 4 300¹.

Comparativement à d'autres formes de cancer, le pronostic lié au cancer de la prostate est favorable, la survie relative à cinq ans étant estimée à 88 %². Comme pour la plupart des cancers, la survie dépend du degré d'extension de la tumeur, ou du stade, au moment du diagnostic.

Les progrès en matière de dépistage et de diagnostic précoces du cancer de la prostate, tout spécialement le test de dépistage de l'antigène prostatique spécifique ou test de l'APS, ont contribué aux fortes fluctuations du taux d'incidence observées au cours des deux dernières décennies³⁻⁵. Parallèlement, les modalités thérapeutiques ont considérablement évolué, à mesure que de nouvelles options ont été disponibles^{6,7}. Les conséquences de ces tendances, particulièrement l'effet éventuel de la généralisation du test de l'APS, suscitent une vive controverse. Selon des données

Méthodologie

Sources des données

Les données sur le test de dépistage de l'antigène prostatique spécifique (APS) analysées ici proviennent du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisée en 2000-2001 par Statistique Canada. L'ESCC couvre la population à domicile de 12 ans et plus des provinces et des territoires, sauf les habitants des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. La collecte des données du cycle 1.1 a débuté en septembre 2000 et s'est étalée sur 14 mois.

La principale base de sondage utilisée pour l'ESCC est la base aréolaire conçue pour l'Enquête sur la population active de Statistique Canada. Les logements ont été sélectionnés dans la base aréolaire selon un plan d'échantillonnage en grappes stratifié à plusieurs degrés. La liste des logements a d'abord été dressée pour ensuite permettre d'en tirer un échantillon. La majeure partie (83 %) de l'échantillon de ménages provenait de la base aréolaire, et des personnes ont été sélectionnées au hasard dans les ménages ainsi échantillonnés pour participer à une interview sur place. Dans certaines régions socio-sanitaires, cette sélection a aussi été faite selon la méthode de composition aléatoire (CA) et (ou) selon une liste de numéros de téléphone. Les personnes sélectionnées à partir des bases de sondage téléphoniques (les autres 17 % de l'échantillon) ont été interviewées par téléphone.

Dans environ 82 % des ménages échantillonnés à partir de la base aréolaire, une seule personne a été sélectionnée au hasard, tandis que deux l'ont été dans les autres cas. Dans les ménages échantillonnés à partir des bases de sondage téléphoniques, une seule personne a été sélectionnée au hasard.

Pour le cycle 1.1, le taux de réponse global a été de 84,7 % et la taille de l'échantillon, de 131 535 personnes. L'échantillon d'hommes de 40 ans et plus comptait 33 741 personnes et a été pondéré de sorte qu'il soit représentatif d'environ 6,6 millions d'hommes.

Les données sur le test de l'APS sont présentées pour le Canada et pour les provinces, et les données nationales n'incluent pas les territoires.

Les données sur l'incidence du cancer de la prostate proviennent du Système national de déclaration des cas de cancer (de 1980 à 1991) et du Registre canadien du cancer (de 1992 à 1998). Chaque année, les registres provinciaux et territoriaux du cancer transmettent les données sur tous les cas de cancer diagnostiqués dans leur province ou territoire à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada qui tient à jour les deux bases de données susmentionnées.

Les données sur la prostatectomie radicale et l'orchidectomie bilatérale proviennent de la Base de données sur la morbidité hospitalière, tenue à jour par Statistique Canada de 1981-1982 à 1994-1995 et par l'Institut canadien d'information sur la santé depuis 1995-1996. Les renseignements contenus dans cette base de données sont tirés des dossiers d'admission et de radiation établis par les hôpitaux pour chaque malade, au moment où il « quitte » l'hôpital, soit parce qu'il est renvoyé chez lui, soit parce qu'il est

décédé. Le fichier contient des données sur toutes les personnes hospitalisées qui ont été radiées des listes des hôpitaux généraux et des hôpitaux spécialisés durant l'exercice. Comme une personne peut être admise et radiée plusieurs fois au cours de l'année, les statistiques représentent un dénombrement des radiations plutôt que des patients.

Les données sur la mortalité pour la période allant de 1980 à 1998 proviennent de la Base canadienne de données sur la mortalité, qui regroupe les renseignements fournis par les bureaux de l'état civil de chaque province et territoire. La base de données, qui est tenue à jour par Statistique Canada, offre un dénombrement virtuellement complet de toutes les données de l'état civil.

Techniques d'analyse

Les données provenant de l'ESCC de 2000-2001 sur l'obtention autodéclarée d'un test de l'APS recueillies pour les hommes de 40 ans et plus (voir *Définitions*) ont été analysées par tranche d'âge de 10 ans et par province. Les réponses par procuration n'ont pas été acceptées pour les questions concernant le test de l'antigène prostatique spécifique. Un test z sur les proportions pondérées a servi à déterminer si l'écart entre le taux global d'hommes de 40 ans et plus ayant subi le test de l'APS et le taux observé pour chaque groupe d'âge et (ou) province était statistiquement significatif. La valeur critique a été fixée de façon à tenir compte des comparaisons multiples.

Les taux comparatifs d'incidence du cancer de la prostate et de mortalité par ce cancer pour les hommes de 40 ans et plus ont été calculés en prenant pour référence la structure par âge de la population d'hommes de 40 ans et plus en 1991. Les taux d'incidence et de mortalité selon l'âge ont été calculés par tranche d'âge de 10 ans. Les taux comparatifs de prostatectomies radicales et d'orchidectomies bilatérales chez les hommes atteints d'un cancer de la prostate ont été calculés pour le Canada et pour les provinces en prenant pour référence la population d'hommes de 40 ans et plus.

Tous les taux d'incidence, de mortalité et d'interventions chirurgicales pour la période allant de 1980 à 1998 ont été analysés par régression *Joinpoint*⁸. Cette analyse permet d'ajuster les droites de régression aux données. Étant donné leur distribution de Poisson, les taux ont été ajustés à l'échelle logarithmique, en fixant le nombre minimum de points de jonction à zéro et le nombre maximum, à trois. Les valeurs par défaut du programme ont été utilisées pour toutes les autres options de modélisation. Pour chaque taux comparatif et chaque taux selon l'âge, l'année pour laquelle il existe une variation statistiquement significative de la pente de la droite de régression est un point de jonction⁹. On a calculé les variations annuelles en pourcentage entre ces périodes.

Pour examiner les écarts entre les taux comparatifs provinciaux, le calcul des moyennes cumulatives des taux provinciaux sur trois ans a été fait, pour ensuite procéder à une analyse de la variance à un seul critère (ANOVA) et, finalement, comparer les résultats à l'aide d'un test t de Bonferroni.

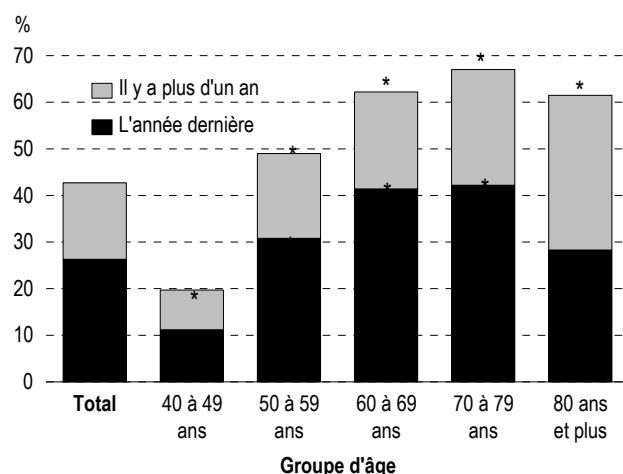
publiées récemment, la mortalité par cancer de la prostate pourrait être à la baisse au Canada et aux États-Unis¹⁰⁻¹².

Le présent article vise à examiner le taux de test de l'APS chez les hommes de 40 ans et plus au Canada et dans les provinces en se fondant sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001. L'analyse présente les tendances nationales et provinciales de l'incidence du cancer de la prostate et de la mortalité par cancer de la prostate observées de 1980 à 1998, ainsi que les tendances relatives aux interventions chirurgicales associées au cancer de la prostate (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*).

Moins de la moitié subissent le test de l'APS

Du milieu à la fin des années 1980, le dépistage du cancer de la prostate au moyen du test de l'antigène prostatique spécifique (APS) est devenu une pratique très répandue au Canada¹³⁻¹⁵. Ce test, qui consiste à déterminer la concentration de l'antigène prostatique spécifique dans le sang, a été mis au point au départ pour suivre l'évolution du cancer de la prostate. Toutefois, son utilisation pour dépister cette tumeur chez les hommes asymptomatiques a augmenté de façon spectaculaire^{14,16,17}.

Graphique 1
Pourcentage d'hommes de 40 ans et plus ayant subi un test de l'APS, selon la récence du test et le groupe d'âge, Canada, territoires non compris, 2000-2001



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

* Valeur significativement différente du total ($p < 0,05$).

D'après les données de l'ESCC, en 2000-2001, 43 % des hommes canadiens de 40 ans et plus ont dit avoir subi un test de l'APS à un moment donné (graphique 1). Les hommes âgés sont ceux pour lesquels la proportion est la plus forte, atteignant un sommet de 67 % chez ceux de 70 à 79 ans. Près de la moitié des hommes dans la cinquantaine ont dit avoir subi le test; parmi ceux dans la quarantaine,

Définitions

Le calcul de la prévalence du test de l'APS repose ici sur les réponses autodéclarées des hommes de 40 ans et plus à la question suivante de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001 : « Avez-vous déjà subi le test de l'antigène spécifique prostatique pour le dépistage du cancer de la prostate, c'est-à-dire une prise de sang pour le test "PSA"? ». Ceux qui ont répondu « oui » se sont vu demander à quand remontait le dernier test. Les choix de réponse étaient : moins de six mois, de six mois à moins d'un an, d'un an à moins de deux ans, de deux ans à moins de cinq ans et cinq ans ou plus.

Pour déterminer les taux d'incidence et de mortalité, on a utilisé, pour repérer le cancer de la prostate, le code 185 de la *Classification internationale des maladies, neuvième révision* (CIM-9)¹⁸. L'incidence désigne le nombre de nouveaux cas de cancer de la prostate diagnostiqués chaque année.

La mortalité s'entend ici du nombre de décès survenus durant l'année attribués au cancer de la prostate, en se fondant sur la cause initiale du décès.

Le *taux comparatif* correspond au nombre de cas de cancer de la prostate ou de décès liés au cancer de la prostate pour 100 000 hommes qui seraient survenus dans la population de référence (population d'hommes de 40 ans et plus en 1991) si les taux réels selon l'âge observés pour une population donnée avaient été ceux observés pour la population de référence. Pour les comparaisons interprovinciales, on a calculé, pour chaque province, les taux selon l'âge utilisés pour produire les taux comparatifs d'incidence et de mortalité en agrégeant les dénombrements de nouveaux cas ou de décès sur des périodes de trois ans, puis en divisant le résultat obtenu par le chiffre agrégé de population correspondant.

Conformément à la *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux*¹⁹, la *prostatectomie radicale* a été définie comme la présence au dossier du code d'intervention 72.4 et l'*orchidectomie bilatérale*, comme la présence du code 74.3.

la proportion est d'à peine 20 %. Ces taux sont plus élevés que ceux observés en 1995, année où, selon une enquête téléphonique, 6 % des hommes de 40 à 49 ans, 13 % des hommes de 50 à 59 ans et 23 % des hommes de 60 à 69 ans ont déclaré qu'ils avaient subi le test²⁰.

Limites

Bien que les données sur le test de l'APS soient autodéclarées (la déclaration par procuration n'était pas permise), nul ne connaît le degré d'inexactitude des données due à l'erreur de déclaration.

Les données sur l'incidence du cancer sont fournies par les registres provinciaux du cancer. Bien que l'enregistrement des cas de cancer soit assez uniforme d'une région à l'autre du pays, les méthodes d'enregistrement des nouveaux cas pourraient varier. Selon certaines études menées récemment au Québec, environ le tiers des cas de cancer de la prostate ne sont pas enregistrés parce que les malades n'ont pas été admis à l'hôpital²¹. Si l'on examine les taux d'incidence pour le Canada, sans inclure le Québec, la tendance nationale globale ou selon l'âge varie peu (données non présentées); néanmoins, il convient d'interpréter avec prudence les écarts interprovinciaux.

Les données d'enquête sur le test de l'APS ont été recueillies après celles sur l'incidence du cancer de la prostate et sur la mortalité par ce cancer, et les données sur le stade de la maladie au moment du diagnostic ne figurent pas dans le Registre canadien du cancer. Étant donné ces deux limites, il est difficile de tirer des conclusions quant à l'influence possible du test de l'APS sur les tendances caractérisant le cancer de la prostate.

Les données sur les interventions chirurgicales présentées dans l'article sont limitées à celles pratiquées en milieu hospitalier, parce que les interventions pratiquées par les services de consultation externe ne sont pas incluses dans la Base de données sur la morbidité hospitalière. Les taux pourraient ainsi être sous-estimés, particulièrement pour l'orchidectomie, qui ne demande pas nécessairement le passage d'une nuit à l'hôpital. En outre, on n'a pu examiner le recours à des moyens non chirurgicaux de traitement du cancer de la prostate, à savoir la radiothérapie et l'hormonothérapie.

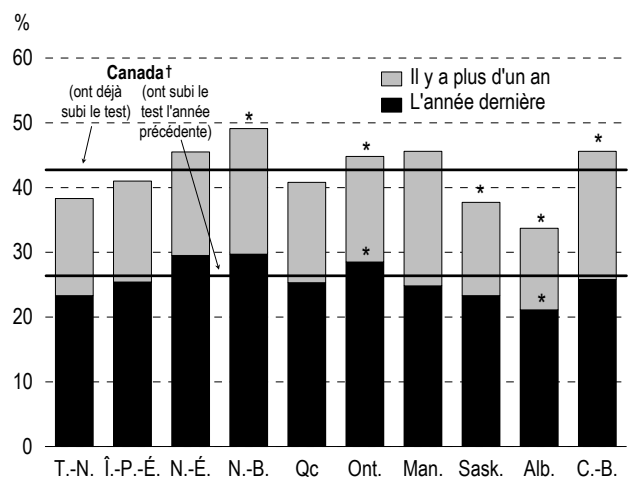
Les chiffres recueillis pour les territoires en ce qui concerne l'incidence du cancer de la prostate, la mortalité par ce cancer et son traitement chirurgical étant très faibles, les taux calculés pour ces régions sont instables au cours du temps. Par conséquent, les données pour les territoires sont incluses dans le calcul des estimations nationales, mais ne sont pas présentées séparément.

La plupart des hommes qui, lors de l'ESCC, ont dit qu'ils avaient subi un test de l'APS ont indiqué que celui-ci avait eu lieu assez récemment : les trois quarts l'avaient subi au cours des deux dernières années et environ 6 sur 10, l'année précédente. Toutefois, à peine plus du quart (26 %) de l'ensemble des hommes de 40 ans et plus avaient subi le test l'année précédente. La proportion la plus forte (plus de 40 %) a été observée parmi les sexagénaires et les septuagénaires, tandis que la plus faible (11 %) l'a été parmi les quadragénaires.

Variations interprovinciales du dépistage de l'APS

Les organismes de santé publique nationaux et provinciaux ne recommandent pas le recours au test de l'APS pour le dépistage précoce du cancer de la prostate au sein de l'ensemble de la population²²⁻²⁷. Bien que les régimes provinciaux d'assurance-maladie ne couvrent pas le test de l'APS à des fins de dépistage, ils en autorisent toutefois le remboursement s'il est ordonné par un médecin en vue de confirmer le diagnostic d'une tumeur soupçonnée de la prostate ou pour suivre l'évolution d'une tumeur de la prostate diagnostiquée.

Graphique 2
Pourcentage d'hommes de 40 ans et plus ayant subi un test de l'APS, selon la récence du test et la province, 2000-2001



Source des données : Enquête sur la santé des collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001
† Territoires non compris.
* Valeur significativement différente de celle observée pour le Canada ($p \leq 0,05$).

antérieurement²⁸. L'attitude des médecins à l'égard du test varie sans doute fortement d'une région à l'autre du pays, en fonction de l'insistance de leurs patients et de leur propre opinion quant au bien-fondé du test pour dépister de façon précoce le cancer de la prostate. Bien distinguer les hommes qui subissent le test de l'APS à des fins de dépistage de ceux qui y ont recours à des fins de diagnostic s'avère par conséquent difficile. Et, effectivement, les proportions d'hommes déclarant avoir subi le test varient selon la province.

La proportion d'hommes qui ont dit avoir déjà subi un test de l'APS est significativement inférieure à la moyenne nationale (43 %) en Alberta (34 %) et en Saskatchewan (38 %), et significativement supérieure à cette moyenne au Nouveau-Brunswick (49 %), en Colombie-Britannique (46 %) et en Ontario (45 %) (graphique 2). Si l'on examine la proportion d'hommes ayant déclaré avoir subi le test l'année précédente, seules deux provinces s'écartent de façon significative de la moyenne nationale, à savoir l'Ontario, pour lequel, à presque 29 %, la proportion est élevée, et l'Alberta, pour laquelle, à 21 %, elle est faible.

Hausse importante de l'incidence au début des années 1990

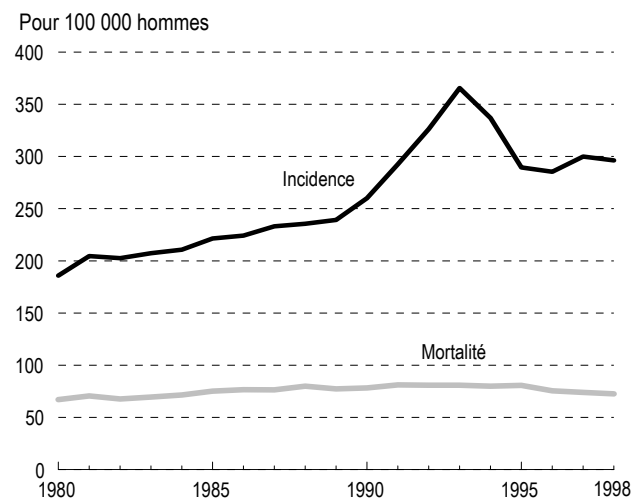
En 1998, le cancer de la prostate a été diagnostiqué chez 16 163 hommes de 40 ans et plus, chiffre deux fois plus élevé qu'en 1980 où le nombre était de 6 079 (tableau A en annexe). Naturellement, la population d'hommes appartenant à ce groupe d'âge a aussi augmenté durant cette période. Pourtant, l'augmentation du nombre annuel de nouveaux cas diagnostiqués de cancer de la prostate a surpassé la croissance de la population, si bien que l'incidence a augmenté pour passer de 186 nouveaux cas pour 100 000 hommes en 1980 à 296 pour 100 000 en 1998.

L'augmentation globale de l'incidence du cancer de la prostate masque d'importantes fluctuations. De 1980 à 1990, elle a augmenté régulièrement au taux moyen de 2,8 % par année (graphique 3). Puis, de 1991 à 1993, le taux annuel de variation a fait un bond pour s'établir à 12 %. Au cours des trois années suivantes (1994 à 1996), le taux d'incidence

a baissé de 8,6 % par année, puis en 1997 et en 1998, il a recommencé à augmenter, mais au taux annuel relativement plus faible de 1,9 %.

Les tendances ont été comparables aux États-Unis, où l'incidence du cancer de la prostate a augmenté de 18 % par année de 1989 à 1992, puis a diminué de presque 13 % par année²⁹. La forte augmentation observée au début des années 1990 tient, de l'avis de plusieurs, à la hausse du taux de dépistage de l'APS^{4,5,30}. L'examen des données américaines selon le stade de la tumeur au moment du diagnostic montre que la diminution subséquente la plus importante de l'incidence a été observée pour la maladie à un stade avancé²⁸. Or, un effet de dépistage pourrait ici jouer un rôle, autrement dit le recours de plus en plus fréquent au dépistage précoce pourrait avoir donné lieu à l'épuisement de l'ensemble de tumeurs courantes³¹. Toutefois, certains pensent que le recul de l'incidence reflète une baisse du taux de dépistage de l'APS depuis le début des années 1990^{16,32}.

Graphique 3
Taux comparatifs d'incidence du cancer de la prostate et de mortalité par cancer de la prostate, hommes de 40 ans et plus, Canada, 1980 à 1998



Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer, 1980 à 1991; Registre canadien du cancer, 1992 à 1998; Base canadienne de données sur l'état civil

Nota : Taux normalisés en prenant pour référence la structure par âge de la population d'hommes de 40 ans et plus au Canada en 1991, corrigée pour le sous-dénombrement net au recensement.

Incidence en hausse pour la plupart des groupes d'âge

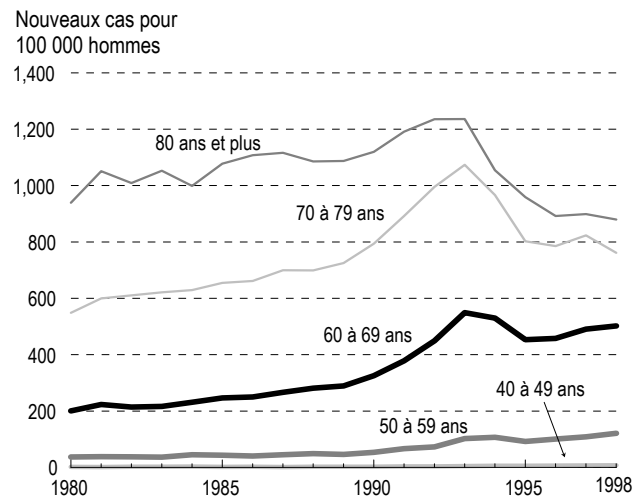
Comme pour la plupart des cancers, c'est chez les personnes âgées que l'incidence du cancer de la prostate est la plus élevée (graphique 4, tableau A en annexe). Par exemple, en 1998, le taux était de 879 nouveaux cas pour 100 000 hommes de 80 ans et plus, mais de 121 pour 100 000 hommes dans la cinquantaine et d'à peine 8 pour 100 000 hommes dans la quarantaine.

Toutefois, les tendances de l'incidence du cancer de la prostate varient selon le groupe d'âge. La hausse observée en 1990 n'a pas été aussi marquée chez les octogénaires qu'elle ne l'a été chez les septuagénaires et, depuis 1994, le taux a baissé ou plafonné chez les hommes de 60 ans et plus. Par contre, après un bref mouvement à la baisse de 1994 à 1995, le taux a de nouveau augmenté chez les hommes dans la cinquantaine. Bien que fort peu d'hommes dans la quarantaine aient le cancer de la prostate, le taux a également augmenté pour ce groupe.

Selon de telles données, l'introduction du test de l'APS semble avoir mené au diagnostic d'un plus grand nombre de cas chez les hommes de moins de 80 ans, sans toutefois que le taux n'ait apparemment varié chez les hommes plus âgés. Il reste cependant à prouver que le diagnostic précoce du cancer de la prostate chez les hommes jeunes améliore le pronostic. Selon certaines données, la survie relative à cinq ans serait plus faible chez les hommes chez lesquels le diagnostic a été posé avant 55 ans que chez ceux chez lesquels il a été posé entre 55 et 85 ans², peut-être parce que les tumeurs sont plus

Graphique 4

Taux d'incidence du cancer de la prostate selon l'âge, par tranche d'âge de 10 ans, hommes de 40 ans et plus, Canada, 1980 à 1998



Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer, 1980 à 1991; Registre canadien du cancer, 1992 à 1998

agressives chez les hommes jeunes. Toutefois, la plupart de ces renseignements sont basés sur les cas diagnostiqués avant que le recours au test de l'APS ait été généralisé.

La variation de l'incidence du cancer de la prostate selon la province n'est pas très prononcée. Durant la période de référence, les taux calculés dans le cas de Terre-Neuve, en se fondant sur une moyenne sur trois ans, étaient significativement inférieurs à la moyenne nationale et, jusqu'au début des années 1990, ceux propres à la Colombie-Britannique ont eu tendance à être supérieurs à cette

Tableau 1

Taux comparatifs d'incidence du cancer de la prostate, hommes de 40 ans et plus, Canada et provinces, 1981-1983 à 1996-1998

	Canada [†]	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qc	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
	Nouveaux cas pour 100 000 hommes										
1981-1983	195	125*	158	158	182	212	192	212	254	217	237*
1984-1986	215	152*	174	202*	213	219	206	240*	228	235*	275
1987-1989	237	160*	231	228	255	220	221	254	243	237	323*
1990-1992	296	178*	312	266	308	249	290	368	300	287	406*
1993-1995	351	228*	452	351	412	297	317	419	354	341	338
1996-1998	311	252*	352	324	369*	218*	314	316	300	326	341

Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer, 1981 à 1991; Registre canadien du cancer, 1992 à 1998

Nota : Fondés sur des moyennes sur trois ans.

† Y compris les territoires.

* Valeur significativement différente de celle observée pour le Canada ($p \leq 0,05$, corrigé pour les comparaisons multiples).

moyenne. De 1996 à 1998, ils ont été significativement inférieurs à la moyenne au Québec et significativement supérieurs à celle-ci au Nouveau-Brunswick (tableau 1).

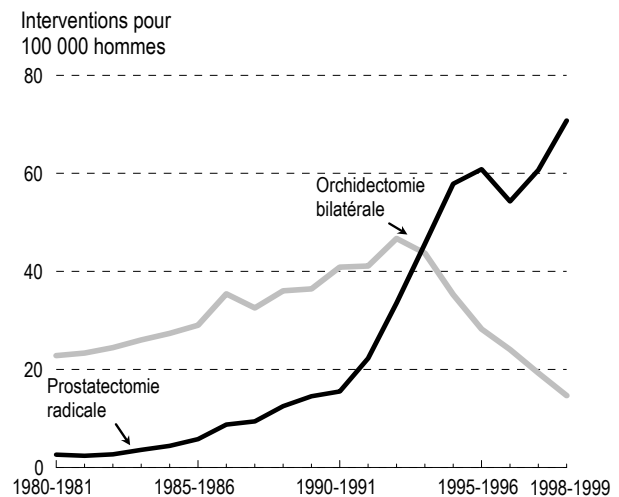
Traitement du cancer de la prostate

Une fois le cancer de la prostate dépisté, les options thérapeutiques dépendent de l'extension de la maladie. Si la tumeur est confinée à la prostate, la prostatectomie radicale, c'est-à-dire l'ablation de la glande prostatique, assure souvent la guérison. Ce traitement est habituellement indiqué chez les hommes en bonne santé^{33,34}. La radiothérapie est également une option chez les patients dont la tumeur est localisée, de même que l'« attente sous surveillance » (observation sans traitement) chez les hommes âgés ne manifestant aucun symptôme prostatique, mais souffrant d'autres affections susceptibles de compliquer le traitement³⁵. Le cancer de la prostate métastatique de stade avancé est incurable, mais les symptômes peuvent être soulagés au moyen de traitements qui bloquent la sécrétion hormonale et ralentissent la croissance de la tumeur. Ces modalités thérapeutiques peuvent inclure l'excision chirurgicale des testicules (orchidectomie bilatérale) ou l'administration de divers traitements hormonaux pour réduire le taux de testostérone dans l'organisme³⁶. Chaque modalité de traitement peut avoir des conséquences sur le mode de vie, puisque la chirurgie majeure, la radiothérapie et les médicaments causent souvent l'impuissance et parfois l'incontinence³³⁻³⁶.

De 1980-1981 à 1998-1999, le taux de prostatectomies radicales a augmenté presque régulièrement, passant d'à peine 3 à 71 interventions pour 100 000 hommes de 40 ans et plus ayant reçu un diagnostic de cancer de la prostate (graphique 5, tableau B en annexe). Le taux, qui a été le plus élevé chez les hommes dans la soixantaine durant la majeure partie de la période, a considérablement augmenté à partir de 1991-1992 (graphique 6). Il a également fortement augmenté chez les septuagénaires à partir de 1990-1991, mais, depuis 1994-1995, a eu tendance à plafonner, voire à diminuer. Chez les quinquagénaires, le taux a augmenté de façon presque continue depuis

1989-1990 et est maintenant supérieur à celui observé chez les septuagénaires. Peu d'hommes dans la quarantaine ou d'hommes de 80 ans et plus subissent une prostatectomie radicale.

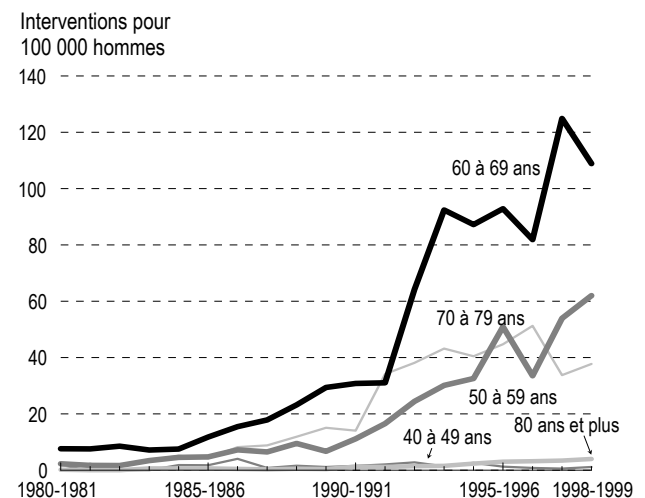
Graphique 5
Taux comparatifs d'interventions chirurgicales, selon l'intervention, hommes de 40 ans et plus atteints d'un cancer de la prostate, Canada, 1980-1981 à 1998-1999



Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1980-1981 à 1998-1999

Nota : Taux normalisés en prenant pour référence la structure par âge de la population d'hommes de 40 ans et plus au Canada en 1991, corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement.

Graphique 6
Taux de prostatectomies radicales selon l'âge, par tranche de 10 ans, hommes de 40 ans et plus atteints d'un cancer de la prostate, Canada, 1980-1981 à 1998-1999



Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1980-1981 à 1998-1999

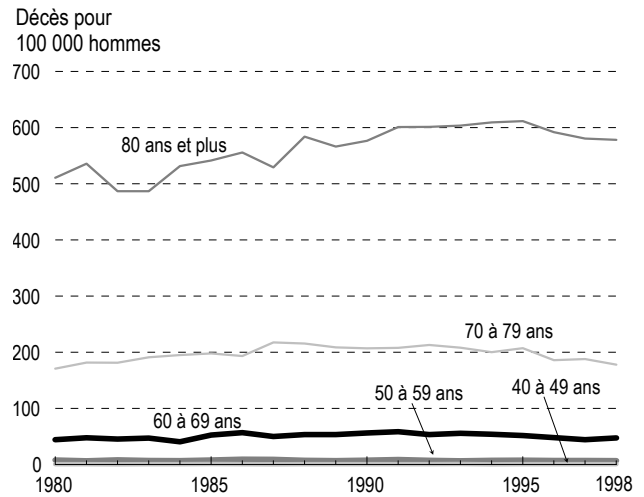
Le taux d'orchidectomies bilatérales chez les hommes de 40 ans et plus a augmenté de 1980-1981 à 1992-1993, mais a diminué par la suite (graphique 5). En 1998-1999, il était de 14,6 pour 100 000, tandis qu'en 1980-1981, il était de 22,8 pour 100 000 (tableau C en annexe). Toutefois, comme l'intervention ne nécessite pas toujours le passage d'une nuit à l'hôpital, ces chiffres peuvent sous-estimer le nombre d'interventions, puisqu'ils ne tiennent pas compte des orchidectomies pratiquées en chirurgie d'un jour. Ces tendances reflètent celles observées aux États-Unis^{6,7}. La diminution du taux d'orchidectomies bilatérales pourrait tenir, en partie, au recours plus fréquent à l'hormonothérapie plutôt qu'à la chirurgie pour traiter le cancer de la prostate de stade avancé, ainsi qu'à la diminution du nombre de cas diagnostiqués de tumeur avancée^{6,30}.

Taux de mortalité relativement stable

En 1980, le cancer de la prostate a emporté 2 034 Canadiens de 40 ans et plus; en 1998, le chiffre était de 3 664 (tableau D en annexe). Toutefois, cette augmentation numérique tient en grande partie à la croissance de la population masculine adulte. En fait, le taux de mortalité par cancer de la prostate est demeuré assez stable (graphique 3). Il a augmenté régulièrement de 1,1 % par année à partir de 1980, mais depuis 1994, il a diminué de 1,7 % par année. En 1998, il était de 73 décès pour 100 000 hommes de 40 ans et plus, soit pour ainsi dire le même qu'en 1980 où il était de 67 pour 100 000.

Comme prévu, les hommes âgés sont ceux pour qui la mortalité par cancer de la prostate est la plus

Graphique 7
Taux de mortalité par cancer de la prostate selon l'âge, par tranche d'âge de 10 ans, hommes de 40 ans et plus, Canada, 1980 à 1998



Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

forte (graphique 7); toutefois, chez les hommes de 60 ans et plus, elle a commencé à diminuer entre le début et le milieu des années 1990. Par contre, chez les hommes dans la quarantaine et dans la cinquantaine, elle a fort peu varié durant la période.

Des variations à la baisse de la mortalité par cancer de la prostate ont été observées antérieurement au Canada et aux États-Unis¹⁰⁻¹². Comme le test de l'APS permet de déceler les tumeurs à un stade plus précoce, ce recul de la mortalité a suscité beaucoup d'intérêt²⁹. La diminution de l'intervalle de temps écoulé entre l'apparition de la tumeur et son diagnostic, également appelé délai de diagnostic, est un élément important dont il faut tenir compte lors de toute discussion du test de l'APS et de son effet

Tableau 2
Taux comparatifs de mortalité par cancer de la prostate, hommes de 40 ans et plus, Canada et provinces, 1981-1983 à 1996-1998

	Canada†	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qc	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
Décès pour 100 000 hommes											
1981-1983	68	44*	68	68	76	74	67	72	78	70	68
1984-1986	76	61	85	82	70	80	70*	78	81	76	74
1987-1989	78	65	85	82	68	81	77	86	80	77	77
1990-1992	86	82	114	90	79	82	77*	90	85	82	76
1993-1995	84	80	98	88	82	81	80	82	90	85	75
1996-1998	78	71	78	86	82	70	73	79	94*	81	67

Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

Nota : Fondés sur des moyennes sur trois ans.

† Y compris les territoires.

* Valeur significativement différente de celle observée pour le Canada (p ≤ 0,05, corrigé pour les comparaisons multiples).

éventuel sur le taux de mortalité par cancer de la prostate. En principe, le délai de diagnostic des tumeurs à croissance lente est long et celui des tumeurs agressives est court. Selon une étude réalisée en 1999, le test de l'APS pourrait avoir partiellement contribué au recul récent de la mortalité par cancer de la prostate en permettant de dépister des cas qui, autrement, auraient été diagnostiqués à un stade plus avancé³⁷. Les auteurs estiment que le délai de diagnostic ne serait suffisamment court pour que le test de dépistage de l'APS ait un effet que chez les patients atteints d'une forme agressive de cancer de la prostate. D'autres soutiennent que le renversement de la tendance a eu lieu trop peu de temps après l'introduction généralisée du test de l'APS pour que celui-ci ait pu avoir un effet et que la baisse de la mortalité tiendrait avant tout au traitement plus agressif de la maladie à un stade avancé³⁸.

L'examen des moyennes sur trois ans des taux de mortalité par cancer de la prostate révèle peu d'écarts statistiquement significatifs entre les provinces (tableau 2). Au début des années 1980, le taux était significativement inférieur à la moyenne nationale à Terre-Neuve. Il en était de même en Ontario au milieu des années 1980 et au début des années 1990. Par contre, de 1996 à 1998, la mortalité par cancer de la prostate ne s'est écartée de la moyenne nationale qu'en Saskatchewan, où elle a été nettement supérieure.

Mot de la fin

Un test de dépistage efficace doit permettre de déceler une tumeur à un stade suffisamment précoce pour que le traitement donne de bons résultats, donc que la mortalité diminue^{31,39}. En 2000-2001, environ 4 hommes de 40 ans et plus sur 10 ont dit avoir récemment subi un test de dépistage de l'antigène prostatique spécifique (APS). Si certaines données laissent entendre que le test de l'APS a contribué à l'augmentation du nombre de cas de cancer de la prostate diagnostiqués à un stade précoce⁴⁰⁻⁴², aucune n'indique que cela a fait baisser la mortalité.

La baisse du taux de mortalité par cancer de la prostate semble être survenue trop peu de temps après le début de l'utilisation répandue du test de

l'APS au sein de l'ensemble de la population pour être l'une des conséquences du dépistage. Le recul de la mortalité tiendrait plus vraisemblablement à l'amélioration du traitement des tumeurs de stade avancé. Par conséquent, à l'heure actuelle, les organismes canadiens de santé publique ne recommandent pas le dépistage du cancer de la prostate par dosage de l'APS pour l'ensemble de la population. D'autres organismes, comme la Société canadienne du cancer, invitent les hommes de plus de 50 ans à discuter avec leur médecin des risques et des avantages éventuels du dépistage par dosage de l'APS, d'une part, et par toucher rectal, d'autre part²⁸. Des essais aléatoires de dépistage du cancer de la prostate par dosage de l'APS et par toucher rectal sont en cours^{43,44}, mais il faudra encore un certain temps avant qu'on ne dispose de résultats déterminants quant à l'efficacité de ces méthodes. ●

Références

1. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer, 2002*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 2002.
2. L.F. Ellison et L. Gibbons, « Taux relatifs de survie à cinq ans – cancers de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon », *Rapports sur la santé*, 13(1), 2001, p. 25-38 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. A.L. Potosky, L. Kessler, G. Gridley *et al.*, « Rise in prostatic cancer incidence associated with increased use of transurethral resection », *Journal of the National Cancer Institute*, 82, 1990, p. 1624-1628.
4. R.M. Merrill et O.W. Brawley, « Prostate cancer incidence and mortality rates among white and black men », *Epidemiology*, 8, 1997, p. 126-131.
5. D. Skarsgard et J. Tonita, « Prostate cancer in Saskatchewan Canada, before and during the PSA era », *Cancer Causes and Control*, 11, 2000, p. 79-88.
6. P.A. Wingo, J.L. Guest, L. McGinnis *et al.*, « Patterns of inpatient surgeries for the top four cancers in the United States, National Hospital Discharge Survey, 1988-95 », *Cancer Causes and Control*, 11, 2000, p. 497-512.
7. C.J. Mettlin, G.P. Murphy, D.S. Rosenthal *et al.*, « The national cancer data base report on prostate cancer carcinoma after the peak in incidence rates in the US », *Cancer*, 83(8), 1998, p. 1679-1684.
8. National Cancer Institute, Joinpoint Regression Program, version 2.6, disponible à : <http://srab.cancer.gov/joinpoint/>, version mise à jour en mars 2002.

9. H.J. Kim, M.P. Fay, E.J. Feuer *et al.*, « Permutation tests for joinpoint regression with applications to cancer rates », *Statistics in Medicine*, 19, 2000, p. 335-351.
10. F. Meyer, L. Moore, I. Bairati *et al.*, « Downward trend in prostate cancer mortality in Quebec and Canada », *Journal of Urology*, 161, 1999, p. 1189-1191.
11. R.E. Tarone, K.C. Chu et O.W. Brawley, « Implications of stage-specific survival rates in assessing declines in prostate cancer mortality rates », *Epidemiology*, 11, 2000, p. 167-170.
12. E.J. Feuer, R.M. Merrill et B.F. Hankey, « Cancer surveillance series: interpreting trends in prostate cancer—Part II: Cause of death misclassification and the recent rise and fall in prostate cancer mortality », *Journal of the National Cancer Institute*, 91, 1999, p. 1025-1032.
13. P.S. Bunting, N. Chong, E.J. Holowaty *et al.*, « Prostate-specific antigen utilization in Ontario: extent of testing in patients with and without cancer », *Clinical Biochemistry*, 31(6), 1998, p. 501-511.
14. P.S. Bunting, V. Goel, J.I. Williams *et al.*, « Prostate-specific antigen testing in Ontario: reasons for testing patients without diagnosed prostate cancer », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 160, 1999, p. 70-75.
15. Saskatchewan Health Services Utilization and Research Commission, *The PSA Test in the Early Detection of Prostate Cancer. Saskatchewan Health Services Utilization and Research Commission Summary Report No. 4.*, Saskatoon, Saskatchewan, février 1995.
16. J.M. Legler, E.J. Feuer, A.L. Potosky *et al.*, « The role of prostate-specific antigen (PSA) testing patterns in the recent prostate cancer incidence decline in the United States », *Cancer Causes and Control*, 9, 1998, p. 519-527.
17. R. Etzioni, D.F. Penson, J.M. Legler *et al.*, « Overdiagnosis due to prostate-specific antigen screening: lessons from U.S. prostate cancer incidence trends », *Journal of the National Cancer Institute*, 94(13), 2002, p. 981-990.
18. Organisation mondiale de la santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la 9^e révision, 1975, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
19. Statistique Canada, *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux* (Statistique Canada, n° 82-562F au catalogue), Ottawa, ministère des Approvisionnements et Services, 1986.
20. S.L. Mercer, V. Goel, I.G. Levy *et al.*, « Prostate cancer screening in the midst of controversy: Canadian men's knowledge, beliefs, utilization, and future intentions », *La Revue canadienne de santé publique*, 88(5), 1997, p. 327-332.
21. J. Brisson, D. Major et E. Pelletier, *Étude de l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec*, Institut national de santé publique du Québec, 2002 (document en cours d'impression).
22. Groupe d'étude canadien sur l'examen médical périodique, *Guide canadien de médecine clinique préventive* (Santé Canada, n° 21-117/1994F au catalogue), Ottawa, Santé Canada, 1994.
23. Ministère de la Santé et des Soins de longue durée, *Ontario Prostate Specific Antigen (PSA) Clinical Guidelines*, disponible à : www.gov.on.ca/health/english/pub/cbs/psa/psa_summary, document mis à jour en décembre 1998.
24. Alberta Medical Association, *Guidelines for the Use of PSA and Screening for Prostate Cancer: The Alberta Clinical Practice Guidelines Program*, Edmonton, Alberta, Alberta Medical Association, 1999.
25. Saskatchewan Health Services Utilization and Research Commission, *The PSA Test in Early Detection of Prostate Cancer. Guidelines Review*, disponible à : www.hsurg.sk.ca/research_studies/research.php3, site mis à jour en mars 2000.
26. BC Cancer Agency, *Prostate-PSA Screening: Cancer Management Guidelines*, disponible à : www.bccancer.bc.ca/HPI/CancerManagementGuidelines/GenitourinaryProstate/PSA_Screening, document mis à jour en mai 2002.
27. Collège des médecins du Québec, *Dépistage du cancer de la prostate : utilisation de l'APS*, Montréal, Direction de l'amélioration de l'exercice, CMQ, 1998.
28. Société canadienne du cancer, *Service d'information sur le cancer*, Toronto, Société canadienne du cancer, 2002.
29. B.F. Hankey, E.J. Feuer, L.X. Clegg *et al.*, « Cancer surveillance series: Interpreting trends in prostate cancer—Part I: Evidence of the effects of screening in recent prostate cancer incidence, mortality, and survival rates », *Journal of the National Cancer Institute*, 91, 1999, p. 1017-1024.
30. 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.
31. P.H. Gann, « Interpreting recent trends in prostate cancer incidence and mortality », *Epidemiology*, 8(2), 1997, p. 117-119.
32. Saskatchewan Health Services Utilization and Research Commission, *PSA Testing Down 23% Since Guideline: A Closer Look*, Saskatoon, Saskatchewan, HSURC, 1996.
33. H. Zincke, E.J. Bergstralh, M.J. Blute *et al.*, « Radical prostatectomy for clinically localized prostate cancer: long-term results of 1,143 patients from a single institution », *Journal of Clinical Oncology*, 12(11), 1994, p. 2254-2263.
34. W.J. Catalona et S.W. Bigg, « Nerve-sparing radical prostatectomy: evaluation of results after 250 patients », *Journal of Urology*, 143(3), 1990, p. 538-544.
35. G.W. Chodak, R.A. Thisted, G.S. Gerber *et al.*, « Results of conservative management of clinically localized prostate cancer », *New England Journal of Medicine*, 330(4), 1994, p. 242-248.
36. J. Seidenfeld, D.J. Samson, N. Aronsen *et al.*, « Relative effectiveness and cost-effectiveness of methods of androgen suppression in the treatment of advanced prostate cancer », *Evidence Report/Technology Assessment* (Summary), 4: I-x, 1999, p. 1-246.
37. R. Etzioni, J.M. Legler, E.J. Feuer *et al.*, « Cancer surveillance series: interpreting trends in prostate cancer—Part III: Quantifying the link between population prostate-specific antigen testing and recent declines in prostate cancer mortality », *Journal of the National Cancer Institute*, 91(12), 1999, p. 1033-1039.
38. L. Perron, L. Moore, I. Bairati *et al.*, « PSA screening and mortality », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 166(5), 2002, p. 586-591.
39. S.-L. Yao et G. Lu-Yao, « Understanding and appreciating overdiagnosis in the PSA era », *Journal of the National Cancer Institute*, 94, 2002, p. 958-960.

40. W.J. Catalona, D.S. Smith, T.L. Ratliff *et al.*, « Detection of organ-confined prostate cancer is increased through prostate-specific antigen-based screening », *Journal of the American Medical Association*, 270(8), 1993, p. 948-954.
41. M.K. Brawer, M.P. Chetner, J. Beatie *et al.*, « Screening for prostatic carcinoma with prostate specific antigen », *Journal of Urology*, 147, 1992, p. 841-845.
42. C. Mettlin, G.P. Murphy, F. Lee *et al.*, « Characteristics of prostate cancers detected in a multimodality early detection program », *Cancer*, 72(5), 1993, p. 1701-1708.
43. J.K. Gohagan, P.C. Prorok, B.S. Kramer *et al.*, « Prostate cancer screening in the prostate, lung, colorectal and ovarian cancer screening trial of the National Cancer Institute », *Journal of Urology*, 152, 1994, p. 1905-1909.
44. P.M. Beemsterboer, H.J. de Koning, R. Kranse *et al.*, « Prostate specific antigen testing and digital rectal examination before and during a randomized trial of screening for prostate cancer: European randomized study of screening for prostate cancer », Rotterdam, *Journal of Urology*, 2000, 164, p. 1216-1220.

Annexe

Tableau A

Nouveaux cas de cancer de la prostate et taux d'incidence selon l'âge, par tranche de 10 ans, hommes de 40 ans et plus, Canada, 1980 à 1998

	Groupe d'âge											
	Total des 40 ans et plus		40 à 49 ans		50 à 59 ans		60 à 69 ans		70 à 79 ans		80 ans et plus	
	Nombre	Taux pour 100 000 hommes [†]	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes
1980	6 079	185,9	26	2,0	440	37,1	1 679	200,7	2 470	548,5	1 464	938,7
1981	6 855	204,6	19	1,4	454	37,9	1 915	223,0	2 788	599,8	1 679	1 050,5
1982	6 966	202,6	36	2,7	454	37,5	1 890	214,2	2 923	610,3	1 663	1 008,8
1983	7 284	207,2	32	2,3	446	36,6	1 947	216,3	3 070	621,1	1 789	1 052,3
1984	7 684	210,6	41	2,9	546	44,6	2 122	231,2	3 214	629,0	1 761	998,3
1985	8 281	221,5	31	2,1	531	43,3	2 306	246,6	3 452	654,4	1 961	1 077,6
1986	8 569	224,1	33	2,2	499	40,6	2 390	249,9	3 574	661,5	2 073	1 107,4
1987	9 246	233,1	24	1,5	553	44,8	2 619	266,3	3 870	699,4	2 180	1 116,2
1988	9 633	235,5	42	2,5	604	48,6	2 844	281,0	3 943	699,0	2 200	1 085,5
1989	10 106	239,2	44	2,5	579	46,0	3 004	289,0	4 182	725,1	2 297	1 087,0
1990	11 386	260,1	47	2,6	682	53,7	3 447	325,1	4 743	793,3	2 467	1 119,4
1991	13 290	292,5	67	3,5	863	66,8	4 081	378,3	5 538	892,0	2 741	1 190,8
1992	15 274	326,3	71	3,6	960	73,1	4 904	449,1	6 388	995,2	2 951	1 235,4
1993	17 666	365,5	96	4,7	1 380	102,4	6 057	548,8	7 069	1 073,3	3 064	1 235,6
1994	16 731	336,9	126	6,0	1 485	106,8	5 887	529,5	6 518	966,0	2 715	1 054,4
1995	14 621	289,4	131	6,0	1 318	91,9	5 074	453,3	5 543	802,3	2 555	958,6
1996	14 790	285,4	137	6,1	1 497	100,8	5 154	457,4	5 564	785,2	2 438	891,6
1997	15 946	299,8	155	6,7	1 700	108,5	5 566	490,6	6 002	822,9	2 523	898,7
1998	16 163	296,2	155	7,7	1 989	121,0	5 735	502,1	5 725	761,4	2 534	879,2

Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer, 1980 à 1991; Registre canadien du cancer, 1992 à 1998

[†] Taux normalisés en prenant pour référence la structure par âge de la population d'hommes de 40 ans et plus du Canada en 1991, corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement.

Tableau B

Prostatectomies radicales et taux selon l'âge, par tranche de 10 ans, hommes de 40 ans et plus, Canada, 1980-1981 à 1998-1999

	Groupe d'âge											
	Total des 40 ans et plus		40 à 49 ans		50 à 59 ans		60 à 69 ans		70 à 79 ans		80 ans et plus	
	Nombre	Taux pour 100 000 hommes [†]	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes
1980-1981	111	2,6	1	0,2	41	2,3	64	7,7	5	1,8	0	0
1981-1982	100	2,4	0	0,0	30	1,7	65	7,6	4	1,4	1	2,3
1982-1983	115	2,7	0	0,0	30	1,7	75	8,5	10	1,3	0	0
1983-1984	156	3,6	4	0,6	42	3,4	93	7,2	17	3,4	0	0
1984-1985	196	4,4	4	0,6	56	4,6	108	7,5	26	5,1	2	1,8
1985-1986	258	5,8	4	0,6	58	4,7	158	11,8	36	4,2	2	1,8
1986-1987	396	8,7	3	0,5	89	7,2	231	15,5	71	8,2	2	4,1
1987-1988	437	9,4	5	0,3	80	6,5	273	17,9	78	8,8	1	0,8
1988-1989	594	12,5	4	0,5	118	9,5	363	23,2	107	11,9	2	1,6
1989-1990	705	14,5	7	0,4	126	6,7	446	29,4	123	15,1	3	1,2
1990-1991	765	15,5	10	1,2	142	11,2	477	30,8	133	14,1	3	1,5
1991-1992	1 125	22,3	22	1,2	214	16,6	670	31,1	212	34,2	7	2,0
1992-1993	1 724	33,6	28	1,4	321	24,4	1 025	64,2	344	38,2	6	2,8
1993-1994	2 388	45,6	31	1,5	406	30,1	1 492	92,4	456	43,2	3	1,4
1994-1995	3 092	57,9	49	2,3	658	32,6	1 939	87,2	440	40,5	6	2,6
1995-1996	3 307	60,8	66	3,0	730	50,9	2 078	92,8	430	44,7	3	1,3
1996-1997	3 002	54,3	72	3,2	719	33,5	1 846	81,9	363	51,2	2	0,8
1997-1998	3 412	60,7	79	3,4	845	53,9	2 095	124,9	392	33,8	1	0,6
1998-1999	4 045	70,8	94	4,0	1 020	62,0	2 478	108,9	450	37,8	3	1,2

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1980-1981 à 1998-1999

† Taux normalisés en prenant pour référence la structure par âge de la population d'hommes de 40 ans et plus du Canada en 1991, corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement.

Tableau C

Orchidectomies bilatérales et taux selon l'âge, par tranche de 10 ans, hommes de 40 ans et plus, Canada, 1980-1981 à 1998-1999

	Groupe d'âge											
	Total des 40 ans et plus		40 à 49 ans		50 à 59 ans		60 à 69 ans		70 à 79 ans		80 ans et plus	
	Nombre	Taux pour 100 000 hommes [†]	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes
1980-1981	729	22,8	4	0,3	65	3,7	190	11,4	331	36,8	139	60,8
1981-1982	781	23,4	4	0,6	67	3,7	239	13,9	318	34,2	153	54,6
1982-1983	837	24,4	1	0,2	72	6,0	246	13,9	371	38,7	147	50,8
1983-1984	926	26,0	7	0,5	63	5,2	251	13,9	472	47,7	133	44,4
1984-1985	968	27,4	4	0,3	58	3,2	256	17,8	450	44,0	200	64,2
1985-1986	1 050	29,0	5	0,8	64	5,2	267	28,6	502	47,6	212	65,8
1986-1987	1 318	35,4	4	0,6	79	3,2	355	18,6	605	56,0	275	82,7
1987-1988	1 232	32,5	4	0,6	73	5,9	327	16,6	562	50,8	266	76,5
1988-1989	1 433	36,0	6	0,4	60	4,8	349	17,2	705	88,8	313	86,5
1989-1990	1 459	36,4	7	0,4	67	3,5	376	18,1	664	57,6	345	91,4
1990-1991	1 710	40,9	5	0,3	77	4,0	443	20,9	792	66,2	393	99,9
1991-1992	1 762	41,1	7	0,4	75	5,8	416	19,3	807	65,0	457	111,6
1992-1993	2 042	46,7	4	0,4	71	5,4	454	27,0	960	74,8	553	130,2
1993-1994	1 944	43,7	8	0,4	62	2,3	423	38,3	928	70,5	523	118,6
1994-1995	1 634	35,2	5	0,5	50	2,5	334	20,5	844	62,5	401	102,9
1995-1996	1 342	28,2	4	0,2	48	3,4	298	17,4	650	67,6	342	71,9
1996-1997	1 155	24,0	2	0,2	28	1,9	219	13,2	577	40,7	329	67,2
1997-1998	944	19,2	2	0,1	27	1,7	170	7,5	474	32,5	271	53,9
1998-1999	732	14,6	3	0,1	19	1,2	114	6,8	367	24,4	229	67,6

Source des données : Base de données sur la morbidité hospitalière, 1980-1981 à 1998-1999

† Taux normalisés en prenant pour référence la structure par âge de la population d'hommes de 40 ans et plus du Canada en 1991, corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement.

Tableau D

Décès par cancer de la prostate et taux selon l'âge, par tranche de 10 ans, hommes de 40 ans et plus, Canada, 1980 à 1998

	Groupe d'âge											
	Total des 40 ans et plus		40 à 49 ans		50 à 59 ans		60 à 69 ans		70 à 79 ans		80 ans et plus	
	Nombre	Taux pour 100 000 hommes [†]	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes	Nombre	Taux pour 100 000 hommes
1980	2 034	67,1	7	0,5	93	7,9	369	44,1	769	170,8	796	510,4
1981	2 192	70,7	6	0,5	80	6,7	407	47,4	843	181,4	856	535,6
1982	2 172	67,6	3	0,2	99	8,2	400	45,3	868	181,2	802	486,5
1983	2 287	69,5	6	0,4	88	7,2	423	47,0	943	190,8	827	486,5
1984	2 393	71,4	7	0,5	82	6,7	371	40,4	996	194,9	937	531,2
1985	2 627	75,2	11	0,8	98	8,0	490	52,4	1 043	197,7	985	541,3
1986	2 745	76,5	6	0,4	114	9,3	541	56,6	1 044	193,2	1 040	555,6
1987	2 842	76,5	5	0,3	112	9,1	490	49,8	1 202	217,2	1 033	528,9
1988	3 035	80,0	9	0,5	90	7,2	538	53,2	1 215	215,4	1 183	583,7
1989	3 045	77,4	7	0,4	86	6,8	553	53,2	1 203	208,6	1 196	566,0
1990	3 210	78,3	10	0,5	99	7,8	594	56,0	1 237	206,9	1 270	576,2
1991	3 426	81,2	11	0,6	113	8,8	630	58,4	1 289	207,6	1 383	600,8
1992	3 491	80,8	11	0,6	98	7,5	581	53,2	1 365	212,7	1 436	601,1
1993	3 581	80,9	15	0,7	88	6,5	612	55,5	1 370	208,0	1 496	603,3
1994	3 623	80,0	5	0,2	101	7,3	599	53,9	1 350	200,1	1 568	609,0
1995	3 758	80,8	11	0,5	111	7,7	577	51,6	1 430	207,0	1 629	611,2
1996	3 588	75,4	12	0,5	104	7,0	539	47,8	1 315	185,6	1 618	591,7
1997	3 620	74,0	10	0,4	111	7,1	502	44,3	1 368	187,6	1 629	580,3
1998	3 664	72,6	12	0,5	110	6,7	539	47,2	1 337	177,8	1 666	578,0

Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

† Taux normalisés en prenant pour référence la structure par âge de la population d'hommes de 40 ans et plus du Canada en 1991, corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Soutien social et mortalité chez les personnes âgées

Kathryn Wilkins

Résumé

Objectifs

Le présent article décrit l'effet du soutien social sur la mortalité chez les personnes âgées au Canada.

Source des données

L'analyse se fonde sur des données longitudinales de la composante des ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) recueillies auprès de 2 422 personnes qui avaient 65 ans et plus en 1994-1995. Le statut vital et la date du décès ont été déterminés d'après des données recueillies en 2000-2001.

Techniques d'analyse

Des modèles multivariés à hasards proportionnels ont permis d'étudier les associations entre quatre indicateurs du soutien social (état matrimonial; contacts sociaux; participation aux activités d'organismes ou d'associations; soutien émotionnel perçu) mesurés en 1994-1995 et la survenue du décès entre ce moment et 2000-2001. L'analyse a été réalisée séparément pour les hommes et pour les femmes.

Principaux résultats

Lorsqu'on tient compte de l'effet de l'âge, du statut socioéconomique, du stress, des comportements liés à la santé et de l'état de santé physique et(ou) mentale, l'analyse ne révèle aucun lien entre le soutien social et la mortalité chez les femmes, mais elle témoigne toutefois de l'existence d'un tel lien chez les hommes. Le risque de décès plus hâtif est 40 % plus faible chez les hommes mariés que chez leurs homologues non mariés. La participation aux activités de divers organismes réduit aussi la probabilité d'un tel risque chez les hommes.

Mots-clés

État matrimonial, décès, étude longitudinale, enquête sur la santé.

Auteur

Kathryn Wilkins travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Alors que plusieurs membres de la génération du baby boom approchent de la retraite, la proportion de personnes âgées dans la population canadienne est sur le point d'augmenter spectaculairement. Selon les projections, en 2016, une personne sur six aura 65 ans et plus; en 2001, le rapport était de une sur huit¹. L'accroissement considérable de l'espérance de vie des personnes âgées a contribué à cette augmentation. Les hommes qui avaient 65 ans en 1996 pouvaient s'attendre à vivre 16 années supplémentaires et leurs homologues féminins, presque 20 années supplémentaires².

La santé physique et le statut socioéconomique ne sont pas les seuls facteurs qui influent sur la longévité des personnes âgées. Au cours des deux dernières décennies, de nombreuses études ont révélé que les personnes dont les liens sociaux sont faibles courent un plus grand risque que les autres de mourir plus hâtivement, même si l'on tient compte de l'effet de l'âge, des limitations physiques, de la maladie et du statut socioéconomique³⁻¹⁶.

Source des données

L'article porte sur les hommes et les femmes âgés de 65 ans et plus qui faisaient partie de la population à domicile des 10 provinces en 1994-1995. Les données proviennent de la composante longitudinale de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). Lancée en 1994-1995, l'ENSP est conçue pour recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre la population à domicile et les personnes qui résident 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.

Pour la population à domicile, les données individuelles sont classées dans deux fichiers, à savoir le Fichier général et le Fichier santé. On a recueilli dans le Fichier général des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé de tous les membres des ménages participants. En outre, on a sélectionné au hasard dans chaque ménage participant une personne à laquelle on a demandé de fournir des renseignements détaillés sur sa santé. Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé, ainsi que les données du Fichier général sur les personnes qui ont fourni ces renseignements détaillés.

Dans chaque ménage formant la composante longitudinale de l'ENSP, 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 et, en général, celle qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général lors des cycles subséquents.

En 1994-1995, les données de l'ENSP ont été recueillies auprès d'un échantillon de 20 725 ménages. Dans 18 342 de ces ménages, la personne sélectionnée au hasard avait 12 ans et plus. Parmi ces personnes, 17 626 ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé, ce qui représente un taux de réponse de 96,1 %. À partir du quatrième cycle, réalisé en 2000-2001, l'ENSP est devenue strictement longitudinale. Du panel original de 17 276 personnes, 957 étaient décédées et 135 avaient été placées en établissement de santé; 13 559 ont été interviewées, ce qui représente un taux de réponse de 84,8 % pour le quatrième cycle. Des renseignements plus détaillés sur le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP figurent dans des rapports déjà publiés au sujet de l'enquête^{17,18}.

Pour les besoins de la présente analyse, on s'est servi, pour calculer les fréquences et produire les totalisations bivariées, des données recueillies auprès de l'échantillon de personnes qui, en 1994-1995, faisaient partie de la population à domicile et avaient 65 ans et plus, et pour lesquelles on disposait de données pour les premier et quatrième cycles, soit 954 hommes et 1 468 femmes (tableaux A et B en annexe). L'analyse multivariée porte sur des données recueillies auprès des participants à l'enquête pour lesquelles aucune réponse ne manquait pour les variables utilisées dans les modèles, soit 804 hommes et 1 303 femmes.

L'examen des données selon le sexe révèle toutefois que la cohérence de la relation entre le soutien social et la mortalité est moins évidente¹⁹. Bien qu'un grand nombre d'études aient jusqu'ici fait état de l'existence de cette relation davantage chez les hommes que chez les femmes, la plupart des études n'examinent pas la situation des hommes et des femmes séparément.

Le présent article, qui est fondé sur des données longitudinales provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), porte sur l'association entre le soutien social et la mortalité chez les personnes âgées au Canada (voir *Source des données, Techniques d'analyse, Définitions et Limites*). Plus précisément, l'analyse vise à vérifier l'hypothèse selon laquelle le soutien social est un prédicteur de la survie chez les personnes de 65 ans et plus faisant partie de la population à domicile. Étant donné les différences entre les relations sociales des hommes

Différences de soutien social selon le sexe

En 1994-1995, parmi les membres de la population à domicile de 65 ans et plus, les hommes étaient beaucoup plus susceptibles que les femmes d'être mariés. Pourtant, le niveau perçu de soutien émotionnel ne variait pas selon le sexe, peut-être parce que les femmes participaient aux activités d'organismes sociaux et entretenaient des contacts sociaux en dehors de leur foyer plus fréquemment que les hommes. Selon des études antérieures, le soutien social augmente pour les femmes après le décès de leur conjoint²⁰ et les femmes bénéficient généralement d'un plus large éventail de sources de soutien émotionnel que les hommes qui ont tendance à dépendre de leur conjointe pour la plupart de leur soutien social^{21,22}.

Soutien social, selon le sexe, population à domicile de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Hommes	Femmes
Marié(e) (%)	76*	45
Participation aux activités d'organismes (moyenne)	3,0*	3,7
Contacts sociaux (moyenne)	4,1*	4,3
Soutien émotionnel (moyenne)	3,6	3,7

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1994-1995

* Valeur significativement différente de celle observée pour les femmes ($p < 0,05$).

et des femmes, l'analyse est ici conduite séparément pour les deux sexes (voir *Différences de soutien social selon le sexe*).

L'analyse s'appuie sur le cadre théorique de Sugisawa²³, qui consolide les travaux d'autres chercheurs. Ce cadre, qui postule que les relations sociales influent sur le risque de mourir par la voie

de l'état de santé physique et des comportements ayant un effet sur la santé, comprend trois ensembles de variables, à savoir les caractéristiques sociodémographiques et les relations sociales, l'état de santé physique et les comportements liés à la santé (variables médiatrices/modifiantes) et, enfin, le décès qui est la variable dépendante. L'analyse se concentre

Mesures du soutien social

Deux catégories ont été définies pour l'état matrimonial. Les personnes qui ont déclaré être mariées, vivre en union libre ou vivre avec un conjoint ou une conjointe ont été classées dans la catégorie des personnes mariées; celles qui ont déclaré être célibataires (jamais mariées), veuves, séparées ou divorcées ont été regroupées dans la catégorie des personnes non mariées.

Pour déterminer la participation aux activités d'organismes, on a posé les questions suivantes :

- Combien de fois avez-vous assisté aux réunions ou participé aux activités de ces groupes (organismes bénévoles ou associations tels qu'un groupe scolaire, un groupe confessionnel, un centre communautaire, une association ethnique, un club social, un regroupement de citoyens ou une société fraternelle) au cours des 12 derniers mois?
- Au cours des 12 derniers mois, sans compter les occasions spéciales (comme les mariages, funérailles ou baptêmes), combien de fois avez-vous assisté à un service religieux ou à une cérémonie du culte?

L'échelle de réponse variait de 0 à 8, la participation étant d'autant plus importante que le score est élevé. Pour l'analyse bivariée, on a défini un score de 0 comme représentant une faible participation; 25 % des participants dans la distribution pondérée entraient dans cette catégorie. Les scores de 1 à 8 ont été considérés comme reflétant une participation importante. Dans l'analyse multivariée, le score a été traité comme une variable continue.

On s'est fondé, pour évaluer les contacts sociaux, sur les réponses aux questions suivantes : Les prochaines questions concernent vos rapports soit en personne, par téléphone, ou par lettre avec les personnes qui ne vivent pas avec vous. Si vous avez eu des rapports avec plus d'une personne dans une catégorie, par exemple, plusieurs sœurs, pensez à celle avec laquelle vous êtes le plus souvent en contact. Au cours des 12 derniers mois, à quelle fréquence avez-vous eu des contacts avec : vos parents ou vos beaux-parents; vos grands-parents; vos filles ou vos belles-filles; vos fils ou vos beaux-fils; vos frères ou vos soeurs; d'autres parents (y compris par alliance); vos amis proches; vos voisins? Les

catégories de réponse étaient : n'en a pas; tous les jours; au moins une fois par semaine; deux ou trois fois par mois; une fois par mois; quelques fois dans l'année; une fois dans l'année; jamais. On a totalisé le nombre de contacts, puis on a divisé le résultat par le nombre de secteurs de réseau existants (par exemple, on a considéré que les grands-parents et les frères ou les sœurs représentent chacun un secteur) qu'on pouvait dénombrer, jusqu'à concurrence de 8. L'échelle de réponse allait de 0 à 6, le nombre de contacts étant d'autant plus élevé que le score est élevé. Pour l'analyse bivariée, on a regroupé dans la catégorie des contacts infréquents les scores de 0 à 3, qui représentaient 20 % des participants dans la distribution pondérée. On a regroupé dans la catégorie des contacts fréquents les scores variant de 4 à 8. Dans l'analyse multivariée, on a utilisé le score comme une variable continue.

Le soutien émotionnel perçu a été mesuré par sommation des réponses à quatre questions :

- 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)?

Un score de 0 a été attribué à chaque réponse négative et un score de 1 à chaque réponse positive. Les scores ont été totalisés et variaient de 0 à 4, le soutien émotionnel étant d'autant plus important que le score est élevé. Pour l'analyse bivariée, le soutien émotionnel a été classé dans les catégories faible ou élevé, les scores allant de 0 à 3 étant considérés comme soutien faible (23 % de la distribution pondérée) et un score de 4 comme un soutien élevé. Dans l'analyse multivariée, le score est traité comme une variable continue.

Techniques d'analyses

En tout, 2 740 membres des ménages interrogés lors du cycle de 1994-1995 de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) avaient 65 ans et plus. De ces personnes, 318 ont été exclues de l'analyse : 55 parce qu'elles n'avaient pas fourni des renseignements complets lors de l'entrevue du premier cycle et 263 parce qu'elles n'avaient pas fourni des renseignements complets ou n'avaient pas répondu lors de l'entrevue du quatrième cycle en 2000-2001. Parmi les 2 422 personnes faisant encore partie de l'échantillon, 1 745 étaient encore en vie et faisaient partie de la population à domicile ou avaient été placées en établissement de santé au moment de l'entrevue du quatrième cycle; 677 (334 hommes et 343 femmes) étaient décédés au quatrième cycle et faisaient partie de la population à domicile ou résidaient dans un établissement de santé au moment de leur décès.

La date du décès de 118 des 677 personnes déclarées décédées était inconnue, parce qu'on n'a pas pu effectuer le couplage de ces données à celles de la Base canadienne de données sur la mortalité de Statistique Canada, couplage qui est normalement réalisé pour tous les participants à l'ENSP qu'on déclare décédés. La plupart de ces personnes (90) avaient eu un contact avec un intervieweur de l'ENSP au troisième cycle (1998-1999) et le décès a été déclaré au quatrième cycle (2000-2001). Pour ces cas, le couplage n'a pas été possible parce que les enregistrements de décès n'étaient pas encore inclus dans la Base canadienne de données sur la mortalité. Pour les 28 autres personnes décédées plus tôt, l'impossibilité de procéder au couplage avec la Base canadienne de données sur la mortalité était due à des divergences dans les données, des données manquantes sur le nom de jeune fille et/ou des retards de réception de l'enregistrement de décès à Statistique Canada.

Pour les 118 personnes décédées pour lesquelles il n'existait pas de date de décès, une date a été déterminée afin de pouvoir les inclure dans l'analyse. Pour calculer l'année du décès, on a ajouté une unité à l'année la plus récente durant laquelle le statut vital « en vie » de la personne avait été déclaré par un intervieweur de l'ENSP. Par exemple, à une personne interviewée pour la dernière fois en 1998-1999 et déclarée décédée lors de l'entrevue du quatrième cycle, on a attribué 1999 comme année du décès. On a fixé le jour et le mois du décès au 1^{er} janvier.

On s'est servi de totalisations bivariées pour examiner la distribution des variables indépendantes pour les hommes et pour les femmes au premier cycle et pour les personnes qui étaient décédées ou qui avaient survécu. Puis, on a calculé les différences entre les proportions pour les variables indépendantes obtenues pour les survivants et les personnes décédées; le niveau de signification a été établi à $p < 0,05$.

L'analyse multivariée à hasards proportionnels a permis d'évaluer l'association entre le soutien social et le moment du décès. Les coefficients du modèle à hasards proportionnels représentent une estimation de l'effet de chaque covariable intégrée dans le modèle sur la survie. Pour les personnes décédées durant la période de suivi, on a mesuré la durée de la survie comme étant le nombre de jours compris entre la date de l'entrevue du premier cycle et celle du décès survenu à un moment donné avant l'entrevue du quatrième cycle. Pour les personnes qui ont participé à l'entrevue du quatrième cycle, on a défini la survie comme étant la différence, exprimée en jours, entre les situations observées aux premier et quatrième cycles; après l'entrevue du quatrième cycle, on a considéré que la durée de survie était censurée.

La présente analyse s'appuie sur une série de modèles à hasards proportionnels dans lesquels on a introduit cumulativement les variables indépendantes reflétant le soutien social ainsi que l'âge, puis les groupes d'autres variables de contrôle. La variation du rapport des risques pour les variables de contrôle qu'on sait être liées à la mortalité (p. ex., niveau de scolarité) peut être observée à mesure que des variables supplémentaires sont introduites dans le modèle. L'analyse a été réalisée séparément pour les hommes et pour les femmes. Les variables ont été sélectionnées en s'appuyant sur les études publiées qui définissent des composantes distinctes des relations sociales (réseaux sociaux, participation à des activités sociales et soutien émotionnel)^{24,25}, ainsi que sur la disponibilité des données de l'ENSP. Puisqu'on a montré que toutes les variables de contrôle incluses dans l'analyse sont des prédicteurs de la mortalité, la plupart ont été retenues dans les modèles successifs indépendamment du fait qu'elles étaient non significatives. Le revenu du ménage fait toutefois exception. Ce dernier a d'abord été inclus dans le modèle avec le niveau de scolarité, mais il a été éliminé des modèles suivants à cause d'une multicollinéarité éventuelle.

Une analyse préliminaire des hasards proportionnels a été réalisée pour tester les effets d'interaction entre la détresse psychologique et chaque variable du soutien social (état matrimonial, contacts sociaux, participation aux activités d'organismes et soutien émotionnel perçu). On a d'abord centré les variables continues incluses dans les termes d'interaction (détresse psychologique, contacts sociaux, participation aux activités d'organismes et soutien émotionnel perçu) en calculant pour chacune la moyenne pondérée et en soustrayant celle-ci de la valeur de la variable. Chaque terme d'interaction a été inclus séparément dans le modèle multivarié complet; aucun n'était significativement associé à la mortalité, ce qui laisse entendre que le soutien social n'amortit pas l'effet de la détresse psychologique (données non présentées).

Les modèles à hasards proportionnels provisoires devaient aussi permettre d'étudier la relation entre l'âge et la survie à l'aide d'un terme d'âge au carré. Avec ce dernier terme dans le modèle, l'association entre le moment du décès et l'âge au carré n'était pas significative, ce qui donne à penser que la relation n'est pas exponentielle (données non présentées).

Le modèle 1 inclut l'âge et les quatre facteurs reflétant le soutien social; dans le modèle 2, on a ajouté les variables reflétant le statut socioéconomique (niveau de scolarité et revenu du ménage). Une variable reflétant le contrôle, c'est-à-dire le sentiment d'exercer un certain contrôle sur sa propre vie, a été intégrée dans le modèle 3. Pour le modèle 4, on a ajouté les variables de comportement lié à la santé, c'est-à-dire la catégorie d'usage du tabac et le niveau d'activité physique durant les loisirs. Le modèle 5 inclut une variable reflétant la détresse psychologique. Le modèle 6, c'est-à-dire le modèle complet, a été construit en ajoutant des variables reflétant l'état de santé physique, c'est-à-dire certains problèmes de santé chroniques, l'incapacité fonctionnelle (besoin d'aide pour vaquer aux activités quotidiennes de la vie) et l'état de santé, tel que mesuré par l'indice de l'état de santé (*Health Utilities Index*).

Les données ont été pondérées de sorte qu'elles reflètent la répartition selon l'âge et le sexe de la population à domicile de 65 ans et plus en 1994. Pour tenir compte des effets du plan de sondage, les erreurs-type et les coefficients de variation ont été estimés par la méthode *bootstrap*²⁶⁻²⁸.

sur certains aspects du soutien social, dont l'état matrimonial, les contacts avec la famille, les amis et les voisins, la participation aux activités d'organismes et le soutien émotionnel perçu, chez les personnes âgées au Canada (voir *Mesures du soutien social*). Il est également tenu compte de l'influence du sentiment de contrôle (une ressource psychologique), puisqu'on estime qu'il influence la participation aux activités sociales et la perception concernant le soutien social, et que, selon certains auteurs, il a un effet protecteur qui retarde le décès^{4,29}.

Les hommes meurent plus tôt que les femmes

Chez les personnes âgées de 65 ans et plus en 1994-1995 au moment de l'entrevue de l'ENSP, la probabilité de mourir avant 2000-2001 était considérablement plus forte pour les hommes que pour les femmes (tableau 1). Bien que l'âge moyen des personnes âgées qui ont participé à l'enquête en 1994-1995 ne différerait pas selon le sexe (données non présentées), les femmes ont survécu, en moyenne, trois mois environ (96 jours) de plus durant la période de suivi.

Tableau 1

Pourcentage de personnes décédées en 2000-2001 et durée moyenne de survie, selon le sexe, population à domicile de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes	Femmes
Décédé(e) (%)	32*	21
Nombre moyen de jours de survie	1 906*	2 003

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 et 2000-2001

* Valeur significativement différente de celle observée pour les femmes ($p < 0,05$).

Le soutien social est lié à la survie des hommes

Le pourcentage de personnes âgées qui sont décédées différerait de façon significative selon l'état matrimonial. Tant chez les hommes que chez les femmes, la proportion de personnes décédées était plus forte chez les personnes non mariées que chez celles qui l'étaient (tableau 2). En outre, les femmes qui participaient peu souvent aux activités d'un organisme étaient plus susceptibles de décéder plus hâtivement que celles dont la participation était plus fréquente.

Tableau 2

Pourcentage de personnes décédées en 2000-2001, selon le sexe et certaines caractéristiques, population à domicile de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes	Femmes
	%	
Total	32,3 [†]	21,3
Groupe d'âge		
65 à 74 ans	22,6*	10,7*
75 à 84 ans	45,1*	34,9*
85 ans et plus [‡]	64,2	48,0
Soutien social		
État matrimonial		
Marié(e)	27,1*	17,6*
Non marié(e) [‡]	48,3	24,4
Participation aux activités d'organismes		
Infréquente	33,1	32,6*
Fréquente [‡]	28,5	17,0
Contacts sociaux		
Infréquents	27,5	24,1
Fréquents [‡]	30,5	19,7
Soutien émotionnel		
Faible	30,6	21,5
Élevé [‡]	29,6	20,1
Statut socioéconomique		
Revenu du ménage		
Faible	48,5*	25,5*
Élevé [‡]	29,7	19,7
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires	38,5*	24,1*
Au moins un diplôme d'études secondaires [‡]	24,3	18,1
Contrôle		
Faible	37,7*	29,4*
Élevé [‡]	26,4	17,4
Comportements liés à la santé		
Loisirs		
Moyennement actif(ve)/actif(ve) [‡]	22,6	13,6
Inactif(ve)	34,6*	22,8*
Usage du tabac		
Quotidien/occasionnel	34,9	25,4
Ancien(ne) fumeur(euse)	32,2	23,3
N'a jamais fumé [‡]	30,2	19,4
État de santé		
Détresse psychologique		
Forte	33,6*	23,7*
Faible [‡]	24,6	11,5
Cancer		
Oui	66,2*	39,0*
Non [‡]	30,3	20,3
Diabète		
Oui	41,1	41,4*
Non [‡]	31,0	19,3
Maladie cardiaque		
Oui	53,6*	32,8*
Non [‡]	27,4	19,2
Maladie respiratoire		
Oui	54,0*	41,3*
Non [‡]	30,3	20,1
Troubles dus à un accident vasculaire cérébral		
Oui	67,9*	43,7*
Non [‡]	30,6	20,5
Dépendance fonctionnelle		
Oui	81,3*	58,1*
Non [‡]	29,3	19,0
Indice de l'état de santé (HUI3)		
Élevé	50,6*	36,4*
Faible [‡]	26,4	15,5

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 et 2000-2001

[†] Valeur significativement différente de celle observée pour les femmes ($p < 0,05$).

[‡] Catégorie de référence.

* Valeur significativement différente de l'estimation selon le sexe pour la catégorie de référence ($p < 0,05$).

Même après correction pour tenir compte de l'effet de l'âge et d'autres facteurs éventuels d'influence (statut socioéconomique, contrôle, comportements liés à la santé et état de santé physique et mentale), l'effet protecteur du mariage persiste chez les hommes, mais non chez les femmes (tableaux 3 et 4). Le risque de mourir plus

hâtivement était 40 % plus faible pour les hommes mariés que pour ceux qui ne l'étaient pas. De plus, chez les hommes, même si l'on tient compte des autres facteurs, le fait de participer aux activités de plusieurs organismes reste corrélé positivement à la survie (tableau 3, modèle 6). Chez les femmes, l'association entre la participation aux activités d'un

Tableau 3

Rapports corrigés des hasards proportionnels pour le fait d'être décédé en 2000-2001, selon certaines caractéristiques, population à domicile masculine de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6	
	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %
Âge[†]	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,0-1,1	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,0-1,1	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,0-1,1
Soutien social												
État matrimonial												
Marié(e)	0,6*	0,4-0,8	0,6*	0,5-0,9	0,6*	0,4-0,8	0,6*	0,4-0,9	0,6*	0,4-0,9	0,6*	0,4-0,8
Non marié(e) [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Participation aux activités d'organismes[†]												
Contacts sociaux [†]	1,1	0,9-1,3	1,0	0,9-1,2	1,1	0,9-1,2	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,4
Soutien émotionnel [†]	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,0	0,9, 1,3
Statut socioéconomique												
Revenu du ménage												
Faible			1,4	0,9-2,0								
Élevé [‡]			1,0	...								
Niveau de scolarité												
Pas de diplôme d'études secondaires [‡]			1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Au moins un diplôme d'études secondaires			0,7*	0,5-1,0	0,7*	0,5-1,0	0,7	0,5-1,1	0,8	0,5-1,1	0,7*	0,5-1,0
Contrôle[†]												
Comportements liés à la santé												
Loisirs												
Moyennement actif(ve)/Actif(ve)							0,7	0,5-1,1	0,8	0,5-1,1	0,8	0,5-1,2
Inactif(ve) [‡]							1,0	...	1,0	...	1,0	...
Usage du tabac												
Quotidien/occasionnel [‡]							1,0	...	1,0	...	1,0	...
Ancien(ne) fumeur(euse)							1,1	0,7-1,6	1,2	0,8-1,8	1,2	0,7-2,0
N'a jamais fumé							0,8	0,5-1,4	0,9	0,5-1,6	1,2	0,6-2,2
État de santé												
Détresse psychologique [†]									1,1*	1,0-1,1	1,0	1,0-1,1
Cancer [§]											2,9*	1,5-5,7
Diabète [§]											1,2	0,7-2,3
Maladie cardiaque [§]											1,7*	1,1-2,6
Maladie respiratoire [§]											2,1*	1,3-3,5
Troubles dus à un accident vasculaire cérébral [§]											1,3	0,5-3,3
Dépendance fonctionnelle [§]											1,2	0,4-3,1
Indice de l'état de santé (HUI3) [†]											0,7	0,4- 1,6

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 et 2000-2001

Nota : Tous les modèles sont basés sur un échantillon de 804 hommes pour lesquels aucune valeur ne manquait pour aucune des variables incluses dans le modèle. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure/supérieure est égale à 1,0 sont significatifs.

[†] Traité comme une variable continue.

[‡] Catégorie de référence.

[§] La catégorie de référence est l'absence du problème de santé.

* $p < 0,05$.

organisme et la survie est légèrement atténuée et perd sa signification statistique ($p = 0,06$) quand on tient compte de l'usage du tabac, du niveau d'activité physique durant les loisirs et de la détresse psychologique (tableau 4, modèles 4 et 5), et elle disparaît complètement lorsqu'on ajoute les variables

de santé physique dans le modèle (tableau 4, modèle 6).

L'observation selon laquelle le fait d'être marié réduit la mortalité chez les hommes, mais non chez les femmes, trouve appui dans les résultats d'un rapport antérieur fondé sur les données sur la

Tableau 4

Rapports corrigés des hasards proportionnels pour le fait d'être décédé en 2000-2001, selon certaines caractéristiques, population à domicile féminine de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6	
	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %
Âge [†]	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,1-1,1
Soutien social												
État matrimonial												
Marié(e)	1,2	0,8-1,8	1,3	0,8-1,9	1,2	0,8-1,8	1,2	0,8-1,8	1,2	0,8-1,8	1,2	0,8-1,8
Non marié(e) [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Participation aux activités d'organismes[†]												
Contacts sociaux [†]	0,9*	0,9-1,0	0,9*	0,9-1,0	0,9*	0,9-1,0	0,9	0,9-1,0	0,9	0,9-1,0	1,0	0,9-1,0
Soutien émotionnel [†]	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3
Statut socioéconomique												
Revenu du ménage												
Faible			1,1	0,8-1,6								
Élevé [‡]			1,0	...								
Niveau de scolarité												
Pas de diplôme d'études secondaires [‡]			1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Au moins un diplôme d'études secondaires			0,9	0,6-1,2	0,9	0,7-1,2	0,9	0,7-1,2	0,9	0,7-1,3	0,9	0,6-1,3
Contrôle[†]												
					0,9*	0,9-1,0	0,9*	0,9-1,0	1,0	0,9-1,0	1,0	0,9-1,0
Comportements liés à la santé												
Loisirs												
Moyennement actif(ve)/actif(ve)							0,7	0,5-1,2	0,7	0,4-1,2	0,8	0,5-1,3
Inactif(ve) [‡]							1,0	...	1,0	...	1,0	...
Usage du tabac												
Quotidien/occasionnel [‡]							1,0	...	1,0	...	1,0	...
Ancien(ne) fumeur(euse)							1,0	0,6-1,7	1,2	0,7-2,2	1,1	0,6-2,1
N'a jamais fumé							0,6	0,4-1,0	0,7	0,4-1,3	0,7	0,4-1,3
État de santé												
Détresse psychologique [†]									1,1*	1,0-1,1	1,1*	1,0-1,1
Cancer [§]											2,2*	1,2-4,0
Diabète [§]											1,5	0,9-2,4
Maladie cardiaque [§]											1,4	0,9-2,1
Maladie respiratoire [§]											1,5	0,8-2,8
Troubles dus à un accident vasculaire cérébral [§]											1,4	0,7-2,9
Dépendance fonctionnelle [§]											1,2	0,6-2,4
Indice de l'état de santé (HUI3) [†]											0,6	0,3-1,2

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 et 2000-2001

Nota : Tous les modèles sont basés sur un échantillon de 1 303 femmes pour lesquelles aucune valeur ne manquait pour aucune des variables incluses dans le modèle. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure/supérieure est égale à 1,0 sont significatifs.

[†] Traité comme une variable continue.

[‡] Catégorie de référence.

[§] La catégorie de référence est l'absence du problème de santé.

... N'ayant pas lieu de figurer.

* $p < 0,05$.

Définitions

Le *statut vital* (décédé ou en vie au moment de l'entrevue de 2000-2001) définit la variable dépendante dans l'analyse bivariée. Il a aussi été utilisé avec la durée de survie dans la modélisation à hasards proportionnels.

La durée de la survie est calculée à partir de la date de l'entrevue du premier cycle de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée en 1994-1995. Une date de décès a été déterminée pour les personnes pour lesquelles la date n'était pas connue (voir *Techniques d'analyse*). La durée de la survie varie de 4 jours à 2 590 jours.

Dans l'analyse bivariée, on a défini l'âge par catégorie : 65 à 74 ans, 75 à 84 ans et 85 ans et plus. Dans l'analyse multivariée, on a utilisé l'âge comme une variable continue, d'après le nombre d'années d'âge déclarées au premier cycle. On a aussi défini un terme multiplicatif pour l'âge (âge au carré).

On a défini deux groupes de *revenu du ménage*, d'après la taille du ménage et le revenu total provenant de toutes les sources durant les 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 1994-1995 :

Groupe de 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 \$
Élevé	1 ou 2	15 000 \$ et plus
	3 ou 4	20 000 \$ et plus
	5 ou plus	30 000 \$ et plus

Le *niveau de scolarité* a été regroupé en deux catégories : pas de diplôme d'études secondaires ou au moins un diplôme d'études secondaires.

Le *contrôle* indique la mesure dans laquelle une personne croit qu'elle exerce un contrôle sur sa vie. On a demandé aux participants à l'enquête d'indiquer quelle était leur réaction à sept questions au moyen d'une échelle à cinq points variant de « tout à fait d'accord » (score de 0) à « tout à fait en désaccord » (score de 4) :

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

Les réponses ont été totalisées; les scores possibles varient de 0 à 28, le sentiment de contrôle étant d'autant plus prononcé que le score est élevé. Pour l'analyse bivariée, le score total a été réparti en deux catégories, à savoir : faible (score de 0 à 16, qui tombe dans le quartile inférieur de la distribution pondérée) et élevé (plus de 16). Dans l'analyse multivariée, le contrôle a été considéré comme une variable continue. Le coefficient alpha de Cronbach pour cette échelle était de 0,76³⁰.

Le *niveau d'activité physique durant les loisirs* est basé sur la dépense énergétique cumulative totale, ou DE. La DE a été calculée d'après la fréquence et la durée déclarée des activités physiques durant les loisirs au cours des trois mois qui ont précédé l'entrevue du premier cycle et d'après la demande d'énergie métabolique de chaque activité^{31,32}. On

a défini deux catégories, à savoir celle des personnes moyennement actives/actives durant leurs loisirs (au moins 1,5 kilocalorie par kilogramme par jour) ou inactive (moins de 1,5). Marcher pendant une heure quatre fois par semaine est un exemple d'activité d'intensité moyenne durant les loisirs. Uniquement jardiner ou travailler dans le jardin une heure par semaine rentrerait dans la catégorie d'inactivité durant les loisirs.

Pour déterminer la *catégorie d'usage du tabac*, on a demandé aux participants à l'enquête s'ils fumaient des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais. On a établi trois groupes, à savoir les fumeurs quotidiens/occasionnels, les anciens fumeurs et les personnes n'ayant jamais fumé.

La mesure de la *détresse psychologique* était fondée sur les réponses aux questions suivantes : « Au cours du dernier mois, à quelle fréquence vous êtes-vous senti(e) :

- si triste que plus rien ne pouvait vous faire sourire?
- nerveux(se)?
- agité(e) ou ne tenant pas en place?
- désespéré(e)?
- bon(ne) à rien?
- à quelle fréquence avez-vous senti que tout était un effort? »

La réponse à chaque question a été donnée au moyen d'une échelle à cinq points variant de « jamais » (score 0) à « tout le temps » (4). Pour chaque personne, on a totalisé les scores obtenus pour les diverses réponses. Le score total pouvait varier de 0 à 24, la détresse étant d'autant plus grande que le score est élevé. Pour l'analyse bivariée, le score a été catégorisé en deux groupes, la valeur 0, qui couvrait 32 % des réponses dans la distribution pondérée, indiquant une faible détresse et les valeurs de 1 à 24 indiquant une forte détresse. Pour l'analyse multivariée, le score a été utilisé comme une variable continue. Pour cette échelle, le coefficient alpha de Cronbach était de 0,77³³.

On a demandé aux participants à l'enquête s'ils souffraient de « problèmes de santé de longue durée diagnostiqués par un professionnel de la santé qui persistent ou qui devraient persister six mois ou plus ». L'intervieweur a lu une liste de *problèmes de santé chroniques* sur laquelle figuraient les problèmes suivants considérés dans la présente analyse : cancer, diabète, maladie cardiaque, bronchite chronique ou emphysème (maladie respiratoire) et troubles dus à un accident vasculaire cérébral. Les problèmes de santé déclarés en 1994-1995 ont été considérés comme présents (voir *Limites*).

On s'est fondé pour déterminer la *dépendance fonctionnelle* sur le besoin déclaré d'aide pour vaquer aux activités de la vie quotidienne. On a demandé aux participants à l'enquête si, à cause d'une incapacité physique ou mentale ou d'un problème de santé chronique, ils avaient besoin qu'une autre personne les aide à prendre soin d'eux-mêmes (comme se laver, s'habiller ou manger) ou à se déplacer dans la maison. Une réponse affirmative à n'importe laquelle de ces questions a été considérée comme indicatrice d'une dépendance fonctionnelle.

L'*indice de l'état de santé* (HUI3 pour *Health Utilities Index*) est une mesure sommaire qui intègre la santé fonctionnelle et les préférences sociales concernant les états de santé^{34,35}. D'après les réponses à 30 questions au sujet de huit aspects de la santé fonctionnelle (vue, ouïe, élocution, mobilité, dextérité, émotions, cognition, et douleur et inconfort) conjuguées à une composante d'évaluation, on produit un score global, ou indice, pour chaque personne. Une santé parfaite correspond à un indice de 1,000 et la mort, à un indice de 0,000; les scores négatifs reflètent des états de santé jugés pires que la mort. Les valeurs possibles de l'HUI3 varient de -0,360 à 1,000. Pour l'analyse bivariée, les scores de HUI3 correspondant au quartile inférieur de la distribution pondérée (de -0,324 à 0,664) ont été considérés comme présentant un niveau élevé de limitation et les scores supérieurs à 0,664, à un niveau faible de limitation. Dans l'analyse multivariée, le score de l'HUI3 a été utilisé comme une variable continue.

mortalité au Canada, ainsi que dans ceux d'études réalisées ailleurs qui tenaient compte de l'effet d'autres facteurs d'influence^{5,36-39}. D'autres chercheurs ont également observé un avantage uniquement chez les hommes lorsque le soutien social était défini de façon plus générale afin d'y inclure les réseaux sociaux, les liens sociaux, la fréquence des contacts et la participation aux activités de diverses associations^{5,40}.

Le niveau de scolarité joue un rôle chez les hommes

Généralement, les personnes âgées qui sont décédées pendant la période de suivi avaient un statut socioéconomique plus faible que leurs homologues qui ont survécu. La probabilité de mourir plus tôt était significativement plus élevée chez les personnes qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires et chez celles qui vivaient dans un ménage à faible revenu que chez celles qui avaient atteint un niveau plus élevé de scolarité et qui étaient mieux nanties (tableau 2). Cette différence n'est toutefois pas le reflet d'un niveau de scolarité généralement plus faible chez les personnes d'âge très avancé qui seraient, naturellement, les plus susceptibles de mourir. La proportion de personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires n'était pas plus élevée pour le groupe des 80 ans et plus que pour celui des 65 à 79 ans (données non présentées), ce qui laisse entendre que d'autres facteurs que l'âge expliquent l'association entre le décès et le faible niveau de scolarité.

Si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs éventuels, l'analyse révèle que le niveau de scolarité est lié à la mortalité chez les hommes, mais que le niveau de signification varie à mesure qu'on ajoute des variables de contrôle dans les modèles (tableau 3). Aucun résultat comparable ne se dégage pour les femmes (tableau 4).

Comme prévu, des différences concernant certains comportements liés à la santé distinguent les personnes âgées qui étaient décédées en 2000-2001 de celles qui avaient survécu. Par exemple, une proportion plus importante de personnes inactives durant leurs loisirs que de personnes actives étaient décédées (tableau 2). Ce

résultat est à l'image d'observations analogues tirées de rapports antérieurs selon lesquelles il existe une association protectrice entre l'activité physique et la mortalité^{3,41,42}.

Détresse psychologique

La probabilité de mourir plus hâtivement était nettement plus élevée chez les personnes ayant fait état d'un haut niveau de détresse psychologique entre 1994-1995 que chez les autres (tableau 2). Après neutralisation de l'effet de l'âge, du sentiment de contrôle et des comportements liés à la santé, on observe un lien positif entre la détresse psychologique et la mortalité chez les hommes (tableau 3, modèle 5), mais celui-ci disparaît lorsqu'on ajoute les variables de maladies chroniques dans le modèle (tableau 3, modèle 6). Chez les femmes, la relation entre la détresse psychologique et la mortalité persiste, même si l'on contrôle l'effet des maladies chroniques (tableau 4, modèle 6). Il semblerait donc que les origines et l'effet de la détresse psychologique varient selon le sexe. Chez les hommes, la détresse psychologique pourrait simplement refléter les difficultés et les souffrances causées par une mauvaise santé, facteurs qui ont un effet sur la mortalité. En revanche, chez les femmes, la détresse psychologique paraît ne pas dépendre d'autres indicateurs d'un mauvais état de santé physique et son effet sur la mortalité est important.

Santé physique : l'association varie selon le sexe

Comme il fallait s'y attendre, la probabilité de mourir est plus forte pour les personnes âgées souffrant d'une maladie chronique, d'une dépendance fonctionnelle ou d'un handicap physique (probabilité mesurée conformément à l'indice de l'état de santé) que pour celles n'étant pas dans cette situation (tableau 2). Les données d'études antérieures indiquant que la diminution de la capacité de prendre soin de soi est un précurseur du décès^{36,47} concordent avec le fait que la dépendance à l'égard d'autrui pour vaquer aux activités de la vie quotidienne était nettement plus fréquente chez les personnes qui sont décédées durant la période de suivi que chez les autres.

Même si l'on tient compte des effets d'autres facteurs, le rapport des hasards pour le fait d'être décédé en 2000-2001 était plus forte pour les hommes ayant déclaré en 1994-1995 qu'on avait diagnostiqué chez eux un cancer, une maladie cardiaque ou une maladie respiratoire que pour ceux chez lesquels ce genre de diagnostic n'avait pas été posé (tableau 3). Chez les femmes, lorsqu'on tient compte de l'effet d'autres facteurs, le cancer est la

seule variable de santé physique associée à la mortalité (tableau 4). Le fait qu'on n'observe pas d'association entre la mortalité et d'autres problèmes de santé chroniques (diabète, troubles dus à un accident vasculaire cérébral et dépendance fonctionnelle, par exemple) est vraisemblablement le résultat d'un manque de puissance statistique étant donné la prévalence assez faible de ces problèmes de santé.

Limites

La présente analyse se concentre sur des mesures quantitatives plutôt que qualitatives du soutien social. Les interactions sociales ou les mariages qui sont discordants ou stressants peuvent avoir des effets indésirables sur la santé^{24,43,44} qui affaiblissent vraisemblablement toute association positive entre le soutien social et la survie. L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) compte un petit nombre de questions sur les facteurs de stress négatifs pouvant résulter d'une relation conjugale ou d'une union libre, mais la faible fréquence de la déclaration de ce genre de problèmes n'a pas permis d'utiliser les données dans l'analyse.

L'ENSP ne fournit pas de renseignements sur certains facteurs « contextuels » que l'on pense exercer une influence sur la façon dont les personnes forment des réseaux sociaux, comme la culture, la situation économique générale et l'évolution de la conjoncture politique et sociale, par exemple^{3,45}.

Bien qu'on analyse surtout ici l'effet du soutien social sur la mortalité, la santé physique peut, elle aussi, avoir un effet sur le soutien social. Par exemple, la maladie peut réduire la participation aux activités d'organismes ou d'associations, mais accroître les contacts sociaux. Comme les mesures du soutien social se fondent uniquement sur des renseignements fournis lors du premier cycle, il n'a pas été possible d'étudier les effets réciproques éventuels entre le soutien social et la maladie.

Le fichier de données utilisé pour l'analyse contient les réponses complètes pour toutes les variables du premier cycle et les données sur le statut vital pour les mêmes personnes lors du quatrième cycle. L'utilisation de ce fichier maximise le nombre d'enregistrements, mais limite aussi la valeur prédictive des variables indépendantes, qui sont basées uniquement sur les données recueillies lors du premier cycle. Par exemple, une personne ayant déclaré être mariée lors du premier cycle pourrait avoir subséquemment perdu son conjoint ou sa conjointe, mais, afin d'inclure tous les décès survenus après l'entrevue du premier cycle, on n'a pas tenu compte des changements d'état matrimonial ou d'autres facteurs du soutien social. De même, les personnes chez lesquelles on a diagnostiqué un problème de santé chronique après l'entrevue du premier cycle ont été classées comme n'ayant pas ce problème de santé. Par conséquent, les associations observées avec la mortalité pourraient être plus faibles qu'elles ne le seraient si on avait tenu compte de ces changements concernant les variables indépendantes.

De l'échantillon initial de 2 740 personnes de 65 ans et plus interviewées lors du premier cycle, 318 (12 %) ont été exclues de

l'analyse bivariable parce que l'information recueillie lors du premier ou du quatrième cycle était incomplète. En outre, 315 personnes ont été éliminées de l'échantillon pour l'analyse multivariable parce que des données manquaient pour les variables incluses dans les modèles. Le biais de sélection peut aussi avoir influencé les résultats, si les personnes qui ont été éliminées de l'échantillon différaient de celles retenues dans ce dernier en ce qui concerne la mortalité, le niveau de soutien social, ou les deux. Par exemple, si les personnes qui ont décroché de l'enquête durant la période de suivi bénéficiaient généralement d'un soutien social plus faible et étaient caractérisées par un taux de mortalité plus élevé que celles qui ont continué de participer à l'enquête, l'association entre ces facteurs aurait été plus forte si l'analyse avait inclus ces personnes.

Une date de décès a dû être déterminée pour 17 % des enregistrements parce que les données manquaient, ce qui a réduit l'exactitude du calcul du nombre de jours de survie. Pour résoudre la question des données manquantes sur le décès, les données ont également été analysées par régression logistique. Cette analyse était fondée sur la proportion de personnes survivant dans l'intervalle entre les deux enquêtes plutôt que sur la durée de survie qui est le fondement de l'analyse par régression des hasards proportionnels. Les résultats de l'analyse par régression logistique concordent fortement avec ceux des régressions à hasards proportionnels; autrement dit, selon l'une ou l'autre de ces méthodes, les mêmes variables étaient significativement prédictives du décès (données non présentées).

Pour le niveau de scolarité et le revenu du ménage, la petite taille des cellules a empêché de définir plus de deux catégories. Une ventilation plus fine de ces variables pourrait révéler un gradient en ce qui concerne leur association à la mortalité.

On ne disposait pas de données sur des mesures objectives de la santé (par exemple, pression artérielle, analyse de sang, gravité de la maladie ou régime alimentaire) susceptibles d'influer sur la survie ni sur de nombreux autres facteurs (par exemple, personnels et génétiques) qui influencent la façon dont une personne perçoit et(ou) reçoit le soutien social ou résiste à la maladie et à la mort⁴⁶.

Les données de l'ENSP sont autodéclarées ou déclarées par procuration, et on ne sait pas dans quelle mesure elles sont biaisées par l'erreur de déclaration. Les déclarations de problèmes de santé chroniques ou d'autres affections n'ont pas été validées au moyen des dossiers cliniques.

Mot de la fin

Les résultats de l'analyse, qui est fondée sur des données recueillies auprès d'un panel de personnes âgées faisant partie de la population à domicile suivi pendant environ six années, appuient partiellement l'hypothèse selon laquelle les composantes individuelles du soutien social sont associées à la survie. Les résultats témoignent d'observations antérieures concernant le lien entre le soutien social et le décès^{42,47}. Chez les hommes de 65 ans et plus, mais non chez leurs homologues féminins, être marié et participer aux activités de certains organismes sont des prédicteurs indépendants de la survie.

L'un des points forts de la présente analyse des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population tient au fait que le nombre de décès d'hommes et de femmes durant la période de suivi était à peu près le même. Par conséquent, les différences entre les hommes et les femmes ne sont pas dues à une puissance statistique insuffisante, explication qui avait été avancée antérieurement pour des résultats comparables¹³. Par exemple, la raison de la différence pourrait être beaucoup plus fondamentale. La recherche en psychologie donne à penser que la réponse neuroendocrine à l'interaction sociale n'est pas la même chez les hommes que chez les femmes, les premiers enregistrant une forte réponse et les secondes, aucune⁴⁸. D'aucuns suggèrent que les femmes pourraient être plus vulnérables que les hommes aux aspects négatifs des interactions sociales et être aussi plus susceptibles de prendre soin de l'autre dans une relation⁴⁹. Par conséquent, l'interaction sociale pourrait avoir plus d'effets nuisibles pour la santé chez les femmes que chez les hommes¹³. Ces résultats différents soulignent qu'il est important de procéder à des analyses distinctes pour les hommes et pour les femmes et laissent entendre que le lien entre le soutien social et la mortalité varie selon le sexe.

La présente analyse fournit des renseignements importants sur l'effet qu'a le soutien social sur le risque de décès chez les personnes âgées. Même si les mécanismes psychologiques de la relation entre le soutien social et le décès ne sont pas encore bien compris, les résultats laissent entendre que les

hommes âgés vivant dans les ménages pourraient bénéficier d'interventions qui favorisent les contacts sociaux. ●

Références

1. Statistique Canada, Le Canada en statistiques - Estimations démographiques pour 1996 et population projetée pour les années 2001, 2006, 2011, 2016 et 2026 au 1^{er} juillet, disponible à www.statcan.ca/français/Pgdb/popula_f.htm#dem, site consulté le 22 octobre 2002.
2. Statistique Canada, *Tables de mortalité - Canada, provinces et territoires, 1995-1997* (n° 84-537 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2002.
3. L.F. Berkman et 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.
4. D.G. Blazer, « Social support and mortality in an elderly community population », *American Journal of Epidemiology*, 115(5), 1982, p. 684-694.
5. J.S. House, C. Robbins, H.L. Metzner *et al.*, « The association of social relationships and activities with mortality: Prospective evidence from the Tecumseh Community Health Study », *American Journal of Epidemiology*, 116(1), 1982, p. 123-140.
6. K. Orth-Gomér et J.V. Johnson, « Social network interaction and mortality: A six-year follow-up study of a random sample of the Swedish population », *Journal of Chronic Disease*, 40(10), 1987, p. 949-957.
7. T.E. Seeman, G.A. Kaplan, L. Knudsen *et al.*, « Social networks, ties and mortality among the elderly in the Alameda County Study », *American Journal of Epidemiology*, 126(4), 1987, p. 714-723.
8. B.S. Hanson, S.O. Isacson, L. Janzon *et al.*, « Social network and social support influence mortality in elderly men. The prospective population study of "Men born in 1914," Malmö, Sweden », *American Journal of Epidemiology*, 130(1), 1989, p. 100-111.
9. J.P. Hirdes et W.F. Forbes, « The importance of social relationships, socioeconomic status and health practices with respect to mortality among healthy Ontario males », *Journal of Clinical Epidemiology*, 45(2), 1992, p. 175-182.
10. U. Steinbach, « Social networks, institutionalization, and mortality among elderly people in the United States », *Journal of Gerontology*, 47(4), 1992, p. S183-S190.
11. G.A. Kaplan, T.W. Wilson, R.D. Cohen *et al.*, « Social functioning and overall mortality: Prospective evidence from the Kuopio Ischemic Heart Disease Risk Factor Study », *Epidemiology*, 5(5), 1994, p. 495-500.
12. I. Kawachi, G.A. Colditz, A. Ascherio *et al.*, « A prospective study of social networks in relation to total mortality and cardiovascular disease in men in the USA », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(3), 1996, p. 245-251.

13. T.E. Seeman, « Social ties and health: the benefits of social integration », *Annals of Epidemiology*, 6(5), 1996, p. 442-451.
14. O.S. Dalgard et L. Lund Håheim, « Psychosocial risk factors and mortality: A prospective study with special focus on social support, social participation, and locus of control in Norway », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52(8), 1998, p. 476-481.
15. C.D. Ceria, K.H. Masaki, B.L. Rodriguez *et al.*, « The relationship of psychosocial factors to total mortality among older Japanese-American men: The Honolulu Heart Program », *Journal of the American Geriatric Society*, 49(6), 2001, p. 725-731.
16. C. Lennartsson et M. Silverstein, « Does engagement with life enhance survival of elderly people in Sweden? The role of social and leisure activities », *Journal of Gerontology. Social Sciences*, 56B(6), 2001, p. S335-S342.
17. 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).
18. 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).
19. D. Shye, J.P. Mullooly, D.K. Freeborn *et al.*, « Gender differences in the relationship between social support network and mortality: a longitudinal study of an elderly cohort », *Social Science and Medicine*, 41(7), 1995, p. 935-947.
20. N.E. Avis, D.J. Brambilla, K. Vass *et al.*, « The effect of widowhood on health: A prospective analysis from the Massachusetts Women's Health Study », *Social Science and Medicine*, 33(3), 1991, p. 1063-1070.
21. T.C. Antonucci, « Social support: Theoretical advances, recent findings and pressing issues », publié sous la direction de I.G. Sarason et B.R. Sarason, *Social Support: Theory, Research and Applications*, Dordrecht, Netherlands, Martinus Nijhoff, 1985.
22. R. Fuhrer, S.A. Stansfeld, J. Chemali *et al.*, « Gender, social relations and mental health: Prospective findings from an occupational cohort (Whitehall II study) », *Social Science and Medicine*, 48(1), 1999, p. 77-87.
23. H. Sugisawa, J. Liang, X. Liu *et al.*, « Social networks, social support, and mortality among older people in Japan », *Journal of Gerontology*, 49(1), 1994, p. S3-S13.
24. L.F. Berkman, T. Glass, I. Brissette *et al.*, « From social integration to health: Durkheim in the new millennium », *Social Science and Medicine*, 51(6), 2000, p. 843-857.
25. A. Bowling, « Social support and social networks: Their relationship to the successful and unsuccessful survival of elderly people in the community. An analysis of concepts and a review of the evidence », *Family Practice*, 8(1), 1991, p. 68-83.
26. 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).
27. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
28. 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.
29. B.W.J.H. Pennix, T. van Tilburg, D.M.W. Kriegsman *et al.*, « Effects of social support and personal coping resources on mortality in older age: The Longitudinal Aging Study Amsterdam », *American Journal of Epidemiology*, 146, 1997, p. 510-519.
30. M. Shields, « Travail par quarts et santé », *Rapports sur la santé*, 13(4), 2002, p. 11-26 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
31. Statistique Canada, Annexe F, variables dérivées, *Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers de microdonnées à grande diffusion, 1994-1995* (n° 82F0001XCB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995.
32. T. Stephens, C.I. Craig, B.F. Ferris *et al.*, « Adult physical activity in Canada: findings from the Canada Fitness Survey », *La revue canadienne de santé publique*, 77(4), 1986, p. 285-290.
33. W.J. Furlong, D.H. Feeny, G.W. Torrance *et al.*, *Multiplicative Multi-attribute Utility Function for the Health Utilities Index Mark 3 (HUI3) System, A Technical Report*, Working Paper 98-11, Hamilton, Ontario, McMaster University Centre for Health Economics and Policy Analysis, 1998.
34. K. Wilkins et M.P. Beaudet, « Le stress au travail et la santé », *Rapports sur la santé*, 10(3), 1999, p. 49-66 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
35. W.J. Furlong, D.H. Feeny et G.W. Torrance, Health Utilities Index (HUI): Algorithm for determining HUI Mark 2 (HUI2)/Mark 3 (HUI3) health status classification levels, health states, health-related quality of life utility scores and single-attribute utility score from 40-item interviewer-administered health status questionnaires, Dundas, Ontario, Health Utilities Inc., 1999.
36. F. Trovato, et G. Lauris, « Marital status and mortality in Canada: 1951-1981 », *Journal of Marriage and the Family*, 51, 1989, p. 907-922.
37. M. Jylhä et S. Aro, « Social ties and survival among the elderly in Tampere, Finland », *International Journal of Epidemiology*, 18(1), 1989, p. 158-164.
38. J.S. Tucker, J.E. Schwartz, K.M. Clark *et al.*, « Age-related changes in the associations of social network ties with mortality risk », *Psychology and Aging*, 14(4), 1999, p. 564-571.
39. G.P. Mineau, K.R. Smith, L.L. Bean *et al.*, « Historical trends of survival among widows and widowers », *Social Science and Medicine*, 54(2), 2002, p. 245-254.
40. V.J. Schoenbach, B.H. Kaplan, L. Fredman *et al.*, « Social ties and mortality in Evans County, Georgia », *American Journal of Epidemiology*, 123(4), 1986, p. 577-591.
41. A. Grand, P. Grosclaude, H. Bocquet *et al.*, « Disability, psychosocial factors and mortality among the elderly in a rural French population », *Journal of Clinical Epidemiology*, 43(8), 1990, p. 773-782.

42. T.A. Glass, « Population-based study of social and productive activities as predictors of survival among elderly Americans », *British Medical Journal*, 319(7208), 1999, p. 478-483.
43. T.E. Seeman, « Health promoting effects of friends and family on health outcomes in older adults », *American Journal of Health Promotion*, 14(6), 2000, p. 362-370.
44. J.H. Hibbard et C.R. Pope, « The quality of social roles as predictors of morbidity and mortality », *Social Science and Medicine*, 36(3), 1993, p. 217-225.
45. T.E. Seeman et E. Crimmins, « Social environment effects on health and aging », *Annals of the New York Academy of Sciences*, 954, 2001, p. 88-117.
46. S.E. Taylor et L.G. Aspinwall, « Mediating and moderating processes in psychosocial stress. Appraisal, coping resistance, and vulnerability », publié sous la direction de H.B. Kaplan, *Psychosocial Stress*, San Diego, California, Academic Press, 1996.
47. D.B. Reuben, L.V. Rubenstein, S.H. Hirsch *et al.*, « Value of functional status as a predictor of mortality: results of a prospective study », *American Journal of Medicine*, 93(6), 1992, p. 663-669.
48. T.E. Seeman, L.F. Berkman, D. Blazer *et al.*, « Social ties and support as modifiers of neuroendocrine function », *Annals of Behavioral Medicine*, 16, 1994, p. 95-106.
49. R.C. Kessler, J.D. MacLeod, E. Wethington *et al.*, « The costs of caring: A perspective on the relationship between sex and psychological distress », *Theory, Research and Applications*, publié sous la direction de I.G. Sarason et B.R. Sarason, Dordrecht, Finland, Martinus Nijhoff, 1985.

Annexe

Tableau A

Distribution de certaines caractéristiques, population à domicile masculine de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Taille de l'échantillon	Population estimée			Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%			milliers	%
Total	954	1 381	100,0				
Groupe d'âge				Usage du tabac			
65 à 74 ans	587	880	63,8	Quotidien/occasionnel	171	238	17,3
75 à 84 ans	307	392	28,4	Ancien(ne) fumeur(euse)	597	854	61,8
85 ans et plus	60	109	7,9	N'a jamais fumé	186	289	20,9
				Données manquantes	0	0	0
Statut vital, 2000-2001				Détresse psychologique			
En vie	620	936	67,8	Faible	383	492	35,6
Décédé(e)	334	445	32,3	High	577	714	51,7
				Données manquantes	114	174	12,6
État matrimonial				Cancer			
Marié(e)	626	1 046	75,7	Oui	52	75 ^{E1}	5,4 ^{E1}
Non marié(e)	328	335	24,3	Non	901	1 306	94,6
				Données manquantes	1	F	F
Participation aux activités d'organismes				Diabète			
Infréquente	275	350	25,3	Oui	114	170	12,3
Fréquente	692	867	62,8	Non	839	1 211	87,7
Données manquantes	107	164	11,9	Données manquantes	1	F	F
Contacts sociaux				Maladie cardiaque			
Infréquente	198	273	19,8	Oui	181	258	18,7
Fréquente	770	944	68,4	Non	772	1 123	81,3
Données manquantes	106	164	11,9	Données manquantes	1	F	F
Soutien émotionnel				Maladie respiratoire			
Faible	269	322	23,3	Oui	78	113	8,2
Forte	696	892	64,6	Non	875	1 268	91,8
Données manquantes	109	167	12,1	Données manquantes	1	F	F
Revenu du ménage				Troubles dus à un accident vasculaire cérébral			
Faible	231	237	17,2	Oui	38	62 ^{E1}	4,5 ^{E1}
Élevé	681	1 708	78,1	Non	915	1 319	95,5
Données manquantes	42	66 ^{E1}	4,8 ^{E1}	Données manquantes	1	F	F
Niveau de scolarité				Dépendance fonctionnelle			
Pas de diplôme d'études secondaires	559	729	52,8	Oui	52	79 ^{E1}	5,7 ^{E1}
Au moins un diplôme d'études secondaires	390	638	46,2	Non	902	1 302	94,3
Données manquantes	5	F	F				
Contrôle				Indice de l'état de santé (HUI3)			
Faible	245	295	21,4	Faible	788	1046	75,8
Forte	707	903	65,4	Forte	254	316	22,9
Données manquantes	122	183	13,3	Données manquantes	32	F	F
Activité durant les loisirs							
Inactif(ve)	553	722	52,3				
Moyennement actif(ve)/actif(ve)	326	507	36,7				
Données manquantes	75	151	11,0				

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 et 2000-2001

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

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

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau B

Distribution de certaines caractéristiques, population à domicile féminine de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Taille de l'échantillon	Population estimée			Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%			milliers	%
Total	1 468	1 824	100,0				
Groupe d'âge				Usage du tabac			
65 à 74 ans	805	1 102	60,4	Quotidien/occasionnel	193	236	12,9
75 à 84 ans	522	580	31,8	Ancien(ne) fumeur(euse)	455	581	31,8
85 ans et plus	141	143	7,8	N'a jamais fumé	818	999	54,8
				Données manquantes		F	F
Statut vital, 2000-2001				Détresse psychologique			
En vie	1 125	1 435	78,7	Faible	439	439	24,0
Décédé(e)	343	389	21,3	Forte	1 126	1 272	69,7
				Données manquantes	101	113 ^{E1}	6,2 ^{E1}
État matrimonial				Cancer			
Marié(e)	481	819	44,9	Oui	84	97	5,3
Non marié(e)	987	1 005	55,1	Non	1 380	1 723	94,5
				Données manquantes	4	F	F
Participation aux activités d'organismes				Diabète			
Infréquente	324	385	21,1	Oui	137	169	9,2
Fréquente	1 246	1 334	73,1	Non	1 327	1 651	90,5
Données manquantes	96	106 ^{E1}	5,8 ^{E1}	Données manquantes	4	F	F
Contacts sociaux				Maladie cardiaque			
Infréquente	220	303	16,6	Oui	242	287	15,7
Fréquente	1 347	1 412	77,4	Non	1 222	1 533	84,0
Données manquantes	99	109 ^{E1}	6,0 ^{E1}	Données manquantes	4	F	F
Soutien émotionnel				Maladie respiratoire			
Faible	298	357	19,6	Oui	85	105	5,8
Forte	1 269	1 361	74,6	Non	1 379	1 715	94,0
Données manquantes	99	105 ^{E1}	5,8 ^{E1}	Données manquantes	4	F	F
Revenu du ménage				Troubles dus à un accident vasculaire cérébral			
Faible	576	539	29,6	Oui	55	66 ^{E1}	3,6 ^{E1}
Élevé	815	1 177	64,5	Non	1 409	1 755	96,2
Données manquantes	77	107	5,9	Données manquantes	4	F	F
Niveau de scolarité				Dépendance fonctionnelle			
Pas de diplôme d'études secondaires	814	986	54,1	Oui	85	107	5,9
Au moins un diplôme d'études secondaires	652	835	45,8	Non	1 383	1 717	94,1
Données manquantes	2	F	F				
Contrôle				Indice de l'état de santé (HUI3)			
Faible	422	446	24,4	Faible	1 157	1 314	72,0
Forte	1 125	1 248	68,4	Forte	446	475	26,0
Données manquantes	119	130	7,1	Données manquantes	63	35 ^{E2}	1,9 ^{E2}
Activité durant les loisirs							
Inactif(ve)	1 037	1 222	67,0				
Moyennement actif(ve)/actif(ve)	389	506	27,8				
Données manquantes	42	96	5,3				

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 et 2000-2001

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

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

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

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

... N'ayant pas lieu de figurer.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Évolution du diabète : prévalence, incidence et facteurs de risque

Wayne J. Millar et T. Kue Young

Résumé

Objectifs

Le présent article porte sur la prévalence et sur l'incidence du diabète chez les Canadiens de 18 ans et plus, ainsi que sur les facteurs de risque associés à la manifestation de la maladie.

Sources des données

Les données proviennent des cycles de 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999 et 2000-2001 de l'Enquête nationale sur la santé de la population et du cycle de 2000-2001 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, toutes deux réalisées par Statistique Canada.

Techniques d'analyse

On a calculé les statistiques descriptives de prévalence et d'incidence du diabète autodéclaré. Les prédicteurs des nouveaux cas de diabète ont été déterminés par la régression logistique multiple. Le calcul des taux normalisés selon l'âge a permis de comparer les diabétiques et les non-diabétiques en regard de diverses mesures de l'état de santé.

Principaux résultats

En 2000-2001, 4,5 % de Canadiens de 18 ans et plus, soit environ 1,1 million, ont dit faire du diabète. De 1994-1995 à 2000-2001, l'incidence a été de 4,9 nouveaux cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au risque. Quand on tient compte de l'effet confusionnel d'un certain nombre de facteurs, le vieillissement, les antécédents familiaux, la sédentarité durant les loisirs et l'excès de poids sont associés à la manifestation du diabète.

Mots-clés

Indice de masse corporelle, activité physique, enquête longitudinale, enquête sur la santé.

Auteurs

Wayne J. Millar travaille à la Division de la statistique de la santé, à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6; T. Kue Young (travaille au Département des sciences de la santé publique de l'Université de Toronto, Toronto, Ontario, M5S 1A8.

Déjà au nombre des maladies chroniques les plus répandues, le diabète touche sans cesse de plus en plus de personnes partout dans le monde^{1,2}.

Cette progression ne tient pas qu'à une seule et unique cause, mais plutôt à une combinaison de facteurs démographiques, cliniques et de mode de vie. Le recul de la mortalité due au diabète observé au cours des deux dernières décennies s'est traduit par une augmentation du nombre de personnes vivant avec la maladie. Le manque d'exercice et un apport calorique plus élevé ont considérablement fait croître la prévalence de l'obésité, qui est un facteur de risque de diabète³⁻⁵. Les modifications des critères diagnostiques pourraient aussi influencer sur le nombre de cas diagnostiqués. En 1998, le seuil de la glycémie à jeun servant à établir le diagnostic du diabète sucré a été abaissé pour passer de 7,8 à 7,0 mmol/L⁶ (voir *Qu'est-ce que le diabète?*). Enfin, la sensibilisation croissante du public et des médecins pourrait faire augmenter le nombre d'examens de dépistage, donc le nombre de cas diagnostiqués⁷.

Sources des données

Enquête nationale sur la santé de la population

L'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 est conçue pour recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre la population à domicile et les résidents des établissements de santé des provinces et des territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP comprend une composante transversale et une composante longitudinale.

Échantillons transversaux : Les échantillons transversaux de 1994-1995 et de 1996-1997 (premier et deuxième cycles) comprennent les membres du panel longitudinal et leurs cohabitants, ainsi que les personnes sélectionnées dans les échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage supplémentaires) demandés par certaines provinces. L'échantillon transversal de 1998-1999 (troisième cycle) comprend principalement les membres du panel longitudinal et leurs cohabitants. Aucune unité d'échantillonnage supplémentaire n'a été ajoutée à l'échantillon du troisième cycle. Cependant, pour s'assurer que l'échantillon soit représentatif, on a sélectionné au hasard des enfants nés après 1994, ainsi que des immigrants admis au Canada après 1994, lesquels ont ensuite été ajoutés au panel de l'ENSP. En outre, pour remplacer la partie de l'échantillon perdue par érosion, on a communiqué avec les personnes habitant les logements qui faisaient partie de la base de sondage initiale, mais dont les membres du ménage n'avaient pas participé à l'enquête en 1994-1995, pour leur demander de participer.

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

En 1994-1995, dans chaque ménage sélectionné, une personne bien informée s'est vu demander de fournir, pour chaque membre du ménage, des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé, lesquels ont été regroupés dans le Fichier général. En outre, dans chacun de ces ménages, une personne choisie au hasard, qui n'était pas nécessairement la personne bien informée susmentionnée, a été invitée à fournir des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé.

Dans chaque ménage formant la composante longitudinale, la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé en 1996-1997 et en 1998-1999 est celle qui avait été sélectionnée au hasard à l'occasion du premier cycle (1994-1995) et, en général, celle qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général au moment des deuxième et troisième cycles. Pour les ménages ajoutés à l'échantillon transversal de 1998-1999, la personne sélectionnée au hasard était généralement celle qui avait fourni les renseignements pour le Fichier général.

L'échantillon de 1994-1995 de la composante des ménages couvrant les 10 provinces comptait 27 263 ménages, dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. Après l'application d'un tri de

sélection pour s'assurer que l'échantillon soit représentatif, 20 725 ménages faisaient encore partie du champ d'observation. Dans 18 342 de ces ménages, la personne sélectionnée au hasard avait 12 ans et plus. Parmi ces personnes, 17 626 ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé, ce qui représente un taux de réponse de 96,1 %. En 1996-1997, le taux global de réponse au niveau des ménages était de 82,6 % et en 1998-1999, il était de 88,2 %.

Les données transversales de l'ENSP analysées ici ont trait à 16 291, 68 282 et 14 150 personnes de 18 ans et plus ayant participé respectivement au premier, au deuxième et au troisième cycle. À partir du quatrième cycle, réalisé en 2000-2001, l'ENSP est devenue strictement longitudinale; la composante transversale a été remplacée par l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC).

Échantillon longitudinal : Des 17 626 personnes sélectionnées au hasard en 1994-1995, 14 786 satisfaisaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal de l'ENSP, de même que 468 personnes auprès desquelles on a recueilli uniquement des renseignements généraux et 2 022 des 2 383 personnes de moins de 12 ans sélectionnées au hasard. Donc, l'échantillon longitudinal comprend les 17 276 personnes qui ont été sélectionnées au premier cycle et qui avaient répondu au moins à la composante générale du questionnaire. La taille de l'échantillon longitudinal reste la même (17 276) pour tous les cycles. Pour la composante santé, le taux de réponse était de 83,6 % au premier cycle, 92,8 % au deuxième cycle, 88,9 % au troisième cycle et 84,8 % au quatrième cycle.

Les données utilisées pour l'analyse sont celles du fichier-maître carré longitudinal du quatrième cycle réalisé en 2000-2001. Ce fichier contient les enregistrements pour tous les membres du panel longitudinal, qu'ils aient ou non fourni des renseignements lors des quatre cycles (autrement dit, les personnes sélectionnées pour faire partie du panel longitudinal pour lesquelles des renseignements figurent dans le Fichier général du premier cycle).

L'échantillon utilisé pour l'analyse comprend 14 117 personnes qui avaient 18 ans et plus en 1994-1995. De celles-ci, 54 ont été éliminées parce qu'il a été impossible d'établir leur situation en ce qui concerne le diabète, ce qui laisse un échantillon de 14 063 personnes.

Des renseignements plus détaillés sur le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP figurent dans des rapports déjà publiés au sujet de l'enquête⁸⁻¹⁰.

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

Les données sur la prévalence du diabète en 2000-2001 et sur son association à certains problèmes de santé et à l'utilisation des services de santé proviennent du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisée par Statistique Canada. L'ESCC couvre la population à domicile de 12 ans et plus des provinces et des territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées.

Pour le cycle 1.1, la taille de l'échantillon est de 131 535 personnes et le taux de réponse est de 84,7 %. L'échantillon utilisé pour la présente analyse compte 116 171 personnes de 18 ans et plus réparties dans les 10 provinces. Des renseignements plus détaillés sur le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ESCC figurent dans un rapport déjà publié au sujet de l'enquête¹¹.

Jusqu'à présent, les études sur le diabète au Canada s'appuyaient généralement sur des données transversales concernant la prévalence de la maladie. Or, si elles sont utiles à des fins d'administration publique, de telles statistiques ne renseignent pas sur le nombre de nouveaux cas qui se manifestent au cours du temps. En revanche, les données longitudinales provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), rendent possible l'estimation de l'incidence du diabète depuis le milieu des années 90.

À l'aide des données des cycles successifs de l'ENSP, la présente analyse suit l'évolution de la prévalence et de l'incidence du diabète chez les Canadiens adultes de 1994-1995 à 2000-2001 et précise quels sont les facteurs de risque éventuels (voir *Sources des données, Techniques d'analyse, Définitions et Limites*). La comparaison des populations de diabétiques et de non-diabétiques repose sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001.

Augmentation de la prévalence

En 2000-2001, on estimait à 1,1 million de personnes le nombre de Canadiens de 18 ans et plus qui étaient

Tableau 1
Prévalence du diabète, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2000-2001

	1994-1995	1996-1997	1998-1999	2000-2001
	%			
Les deux sexes	3,4	3,5	3,8	4,5*
18 à 44 ans	0,9	0,9	1,1	1,3*
45 à 64 ans	4,1	4,9	4,8	6,0*
65 à 74 ans	11,0	9,9	10,9	12,9
75 ans et plus	11,4	11,4	12,3	12,5
Hommes	3,4	3,8	4,3	4,8*
18 à 44 ans	0,8 ^{E1}	0,8	1,4 ^{E1}	1,2*
45 à 64 ans	4,5	5,8	5,4	6,7*
65 à 74 ans	12,5	11,2	12,3	14,7
75 ans et plus	13,0 ^{E1}	14,6	15,9	14,8
Femmes	3,3	3,2	3,3	4,2*
18 à 44 ans	1,1 ^{E1}	1,0	0,7 ^{E1}	1,3
45 à 64 ans	3,7	4,1	4,3	5,3*
65 à 74 ans	9,8	8,8	9,7	11,3
75 ans et plus	10,4	9,2	9,7	10,9

Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 ; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001

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

* Valeur significativement différente de celle observée pour 1994-1995 ($p < 0,05$).

Qu'est-ce que le diabète?

Le diabète est une maladie chronique dont une personne ne peut guérir, mais qu'il est possible de maîtriser¹². On distingue deux types importants de diabète. Le type 1, qui se manifeste le plus souvent chez les enfants et les jeunes adultes, est assez rare, représentant de 10 % à 15 % des cas¹³. Il s'agit d'une maladie auto-immune en réaction à laquelle l'organisme produit trop peu d'insuline ou n'en produit pas du tout. L'insuline est une hormone nécessaire à la conversion des aliments en énergie. La carence en insuline qui en résulte est grave et, pour survivre, une personne atteinte de diabète de type 1 doit recevoir régulièrement des injections d'insuline.

Le type 2, qui se manifeste lorsque le pancréas ne produit pas assez d'insuline ou que l'organisme n'utilise pas efficacement l'insuline qui est produite, représente de 85 % à 90 % des cas. Il peut se manifester chez les enfants et les adolescents, mais il apparaît habituellement après l'âge de 30 ans et devient plus fréquent aux âges plus avancés.

Une autre forme de la maladie, le diabète gestationnel, est un état temporaire qui touche jusqu'à 4 % des femmes enceintes et augmente le risque de faire du diabète ultérieurement.

Les premiers symptômes du diabète sont liés à l'augmentation de la glycémie, ou concentration de sucre dans le sang. À mesure que la glycémie augmente, le glucose passe dans l'urine. Le rein excrète une quantité d'eau supplémentaire pour diluer la grande quantité de glucose perdue, ce qui entraîne une production excessive d'urine qui, à son tour, suscite une soif anormale. Étant donné la gravité de la carence en insuline, presque toutes les personnes souffrant de diabète de type 1 maigrissent. Par contre, la plupart des personnes présentant le type 2 ne maigrissent pas et peuvent ne manifester aucun symptôme pendant des années ou des décennies. Les premiers symptômes du diabète de type 2 incluent des infections récurrentes de la peau, des gencives ou de la vessie, la guérison lente des coupures et des ecchymoses, des démangeaisons, des mycoses vaginales, de la fatigue, la vue embrouillée, des mictions fréquentes et des picotements aux mains ou aux pieds. La concentration élevée de sucre dans le sang finit par provoquer dans les vaisseaux sanguins, les nerfs et d'autres structures internes des lésions qui s'aggravent avec le temps, notamment dans le cas de crises cardiaques et d'accidents vasculaires cérébraux. La lésion des vaisseaux sanguins de l'œil peut causer la cécité. De plus, les reins peuvent mal fonctionner, entraînant ainsi une insuffisance rénale qui exige une dialyse.

Le diabète de type 2 peut être décelé par analyse de sang avant qu'il soit pleinement installé. L'épreuve de la glycémie à jeun consiste à déterminer la concentration de glucose dans le sang, habituellement le matin après une nuit de jeûne. L'épreuve de l'hyperglycémie provoquée par voie orale consiste à déterminer la concentration de glucose dans le sang deux fois : d'abord à jeun, puis deux heures après la consommation d'une boisson riche en sucre.

Le traitement du diabète consiste à surveiller la glycémie, ainsi que la pression artérielle et la lipidémie (concentration de lipides dans le sang). L'insulinothérapie substitutive ou l'administration d'un hypoglycémiant par voie orale est souvent nécessaire, mais bon nombre de personnes atteintes du diabète de type 2 n'ont pas besoin de prendre de médicaments si elles perdent du poids et font de l'exercice régulièrement.

atteints du diabète (voir *Santé compromise*). Ce chiffre représente 4,5 % de la population de ce groupe d'âge, proportion en hausse par rapport aux 3,4 % observés en 1994-1995 (tableau 1).

Alors qu'en 1994-1995, la prévalence du diabète était la même chez les hommes et chez les femmes, en 2000-2001, elle était significativement plus élevée chez les premiers. Chez les hommes, la proportion

de diabétiques est passée de 3,4 % à 4,8 %, tandis que chez les femmes, elle est passée de 3,3 % à 4,2 %. L'augmentation de la prévalence chez les hommes est significative pour les groupes des 18 à 44 ans et des 45 à 64 ans, mais chez les femmes, elle ne l'est que pour le groupe des 45 à 64 ans.

Malgré la hausse notable de sa fréquence chez les personnes assez jeunes, le diabète demeure une

Techniques d'analyse

On a calculé la prévalence non corrigée du diabète en 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 d'après les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) et en 2000-2001 d'après celles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC).

Le taux d'incidence du diabète est égal au nombre de nouveaux cas diagnostiqués durant une période donnée divisé par le nombre total de personnes-temps observées¹⁴⁻¹⁶. Les personnes chez lesquelles, au début de chaque cycle de l'ENSP, on n'avait « pas posé le diagnostic de diabète » représentent la population pour laquelle les taux d'incidence sont calculés.

Puisqu'on dispose de données longitudinales de l'ENSP pour quatre cycles, il existe trois intervalles de deux ans (1994-1995 à 1996-1997, 1996-1997 à 1998-1999 et 1998-1999 à 2000-2001). Pour toute personne reprise dans le fichier-maître, trois enregistrements ont été créés, un pour chaque intervalle de deux ans. Le nombre de personnes non diabétiques au début de chaque intervalle représente la population « exposée au risque » qu'on diagnostique chez elles le diabète au cours des deux prochaines années. La somme des personnes à risque au début de chacun des trois intervalles représente la population à risque durant la période de référence complète de six ans, soit 33 599 personnes.

On a considéré comme représentant un nouveau cas toute personne qui n'a pas déclaré faire du diabète à l'occasion d'un cycle particulier, mais l'a fait lors du cycle suivant. Pour chaque cycle, les entrevues ont été réalisées approximativement à deux années d'intervalle, si bien qu'on a supposé que la durée d'exposition au risque entre deux cycles consécutifs était de deux années pour les personnes n'ayant déclaré être diabétiques lors d'aucun des deux cycles. Pour les personnes qui n'ont pas déclaré être diabétiques au moment de l'entrevue d'un cycle, mais qui ont dit l'être lors de l'entrevue suivante, on a considéré que la durée de l'exposition au risque entre les deux entrevues était d'un an, en supposant que les nouveaux cas de diabète étaient répartis uniformément sur l'intervalle. La durée maximale de l'exposition au risque pour les personnes chez lesquelles on n'a pas diagnostiqué le diabète au cours des divers cycles de l'enquête est de six années. Tout intervalle entre deux cycles pour lequel on ne disposait pas de données sur l'existence ou l'absence du diabète a été exclu du calcul de la durée de l'exposition au risque.

Le numérateur du taux d'incidence du diabète est le nombre de nouveaux cas accumulés au cours de la période; le dénominateur est le nombre de personnes-année fournies par la population exposée au risque (autrement dit, les non-diabétiques) durant la

période de suivi. Les taux sont exprimés en nombre de cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au risque pour chaque intervalle de deux ans et pour la période complète de six ans.

On a tenu compte, pour sélectionner les variables indépendantes, des études déjà publiées et de la possibilité d'obtenir les données à partir de l'ENSP. Ces variables sont le sexe, l'âge, les antécédents familiaux de diabète, l'indice de masse corporelle, l'activité physique, la consommation d'alcool, l'usage du tabac et le niveau de scolarité (voir *Définitions*). Pour toutes ces variables indépendantes, sauf les antécédents familiaux, des données ont été recueillies pour chaque cycle de l'enquête. Les renseignements sur les antécédents familiaux ont été recueillis uniquement en 1998-1999 (voir *Limites*). Pour les personnes qui ont déclaré en 1998-1999 avoir des antécédents familiaux de diabète, on a inclus une variable d'antécédents familiaux dans les enregistrements de leurs réponses pour 1994-1995 et 1996-1997.

On a considéré qu'une personne présentait une caractéristique particulière pendant l'intervalle de deux ans entier entre deux cycles, même si la valeur de la caractéristique variait d'une entrevue à la suivante. Par exemple, une personne pourrait avoir choisi la réponse « sédentaire » à la question sur l'activité physique durant les loisirs lors d'une entrevue, mais la réponse « moyennement active » lors de l'entrevue suivante. Cette personne sera considérée comme étant « sédentaire » pendant les deux années complètes entre les entrevues. Pour chaque caractéristique, on a créé une catégorie « situation inconnue » afin de pouvoir inclure dans l'analyse les personnes pour lesquelles on possédait des renseignements sur le diabète, même si elles n'avaient fourni aucun renseignement au sujet d'autres caractéristiques.

On a utilisé la régression logistique groupée multivariée pour étudier l'association entre les nouveaux cas de diabète et certains facteurs de risque. Pour s'assurer que la taille de l'échantillon soit suffisante, on a regroupé les données pour les hommes et pour les femmes. Pour la même raison, on a créé une catégorie « données manquantes » pour certaines variables indépendantes, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.

Pour tenir compte des effets du plan de sondage, on a estimé les erreurs-types et les coefficients de variation par la technique de rééchantillonnage *bootstrap*¹⁷⁻²⁰. On a considéré les résultats obtenus au niveau de signification de 0,05 comme étant significatifs. Dans les cas où l'on a testé des moyennes ou des proportions multiples, on a ajusté les niveaux de signification par la méthode *Exacted Alpha/L*.

Tableau 2
Prévalence non corrigée du diabète, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2000-2001

	Taille d'échantillon	Population estimée	Prévalence du diabète	
			milliers	%
Total	116 171	23 300	1 054	4,5
Sexe				
Hommes	53 110	11 430	552	4,8*
Femmes†	63 061	11 870	502	4,2
Groupe d'âge				
18 à 44 ans†	55 279	12 387	155	1,3
45 à 64 ans	36 758	7 269	436	6,0*
65 à 74 ans	13 148	2 154	277	12,9*
75 ans et plus	10 986	1 490	186	12,5*
Antécédents familiaux de diabète‡				
Oui	8,5*
Non†	2,0
Données manquantes	4,2*
Indice de masse corporelle (IMC)§				
Poids normal (< 25)†	55 768	11 895	295	2,5
Embonpoint (25,0 à 29,9)	38 393	7 457	387	5,2*
Obèse (≥ 30)	18 447	3 333	352	10,6*
Données manquantes	3 563	615	20	3,2
Activité durant les loisirs				
Actif(ve)†	23 181	4 430	140	3,2
Moyennement actif(ve)	26 146	5 044	202	4,0
Sédentaire	60 232	12 022	625	5,2*
Données manquantes	6 612	1 799	86	4,8*
Consommation d'alcool				
Buveur(euse)	91 252	18 586	635	3,4*
Ancien(ne) buveur(euse)	16 638	2 803	272	9,7*
Abstinent(e)†	7 583	1 768	142	8,0
Données manquantes	698	138	5	3,7
Usage du tabac				
Quotidien/occasionnel	32 886	6 312	204	3,2*
Ancien(ne) fumeur(euse)	48 094	9 136	535	5,9*
N'a jamais fumé	34 928	7 792	314	4,0
Données manquantes	263	58	1	2,4
Niveau de scolarité				
Pas de diplôme				
d'études secondaires	31 234	5 218	445	8,5*
Diplôme d'études secondaires/ études postsecondaires partielles	31 874	6 757	234	3,5
Diplôme d'études postsecondaires†	51 830	11 111	361	3,3
Données manquantes	1 233	214	14	6,3*

Sources des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001; 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.

† Groupe de référence.

‡ Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999.

§ N'inclut pas les femmes enceintes.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

Santé compromise

Selon les résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001, les diabétiques ont tendance à souffrir d'autres problèmes de santé et, naturellement, à utiliser fréquemment les services de santé, et ce, même si l'on tient compte du fait que le diabète est plus fréquent chez les personnes âgées.

Les personnes chez lesquelles on avait diagnostiqué le diabète étaient plus susceptibles que les non-diabétiques de faire de l'hypertension, d'avoir une maladie cardiaque, de souffrir d'incontinence urinaire ou d'avoir un accident vasculaire cérébral. Les troubles de la vision sont également plus fréquents chez ces personnes. Étant donné ces pourcentages élevés, il n'est pas surprenant que plus du tiers des diabétiques (37 %) aient déclaré que leur santé était passable ou mauvaise, comparativement à 11 % pour les non-diabétiques.

Évidemment, les diabétiques ont dit utiliser assez fréquemment les services de santé. Par exemple, 29 % ont déclaré avoir consulté au moins 10 fois un omnipraticien l'année précédente comparativement à 12 % des non-diabétiques.

Les diabétiques étaient également plus susceptibles d'avoir consulté au moins trois fois un spécialiste de la vue ou un autre spécialiste durant cette période. Au moins 18 % des diabétiques avaient été hospitalisés l'année précédant l'entrevue comparativement à 8 % des non-diabétiques et une proportion significativement plus forte d'entre eux avaient été hospitalisés pendant plus de deux semaines.

Prévalence normalisée selon l'âge† de certains indicateurs de la santé, selon la situation concernant le diabète, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2000-2001

	Diabétique	Non-diabétique
	%	
Problèmes de santé chroniques		
Maladie cardiaque	12*	5
Hypertension	34*	13
Incontinence urinaire	5*	2
Accident vasculaire cérébral	3*	1
Troubles de la vision		
Aucun	38*	44
Corrigé	58*	54
Non corrigé	4*	2
Glaucome	3*	1
Cataracte	7*	4
État de santé autoévalué - Passable/mauvais	37*	11
Utilisation des services de santé l'année précédente		
Dix visites et plus chez le médecin	29*	12
Trois visites et plus chez un spécialiste de la vue	13*	6
Trois visites et plus chez un autre spécialiste	21*	9
Hospitalisé(e)	18*	8
Hospitalisé(e) plus de 14 jours	3*	1

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

† Normalisée en prenant pour référence la structure par âge de la population de 2000-2001, hommes et femmes confondus.

* Valeur significativement différente de celle observée pour les non-diabétiques ($p < 0,05$).

Définitions

L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) et l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) contiennent toutes deux des questions sur les problèmes de santé chroniques. On a demandé aux participants à l'ENSP s'ils avaient des « problèmes de santé de longue durée qui avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé ». On a demandé aux participants à l'ESCC s'ils avaient des « problèmes de santé de longue durée ». En plus des données sur le diabète provenant des deux enquêtes, l'analyse porte sur les données de l'ESCC concernant la maladie cardiaque, l'hypertension, l'accident vasculaire cérébral, l'incontinence urinaire, le glaucome et la cataracte.

Pour l'analyse descriptive, on a défini quatre groupes d'âge, à savoir 18 à 44 ans, 45 à 64 ans, 65 à 74 ans et 75 ans et plus. Dans l'analyse avec correction, on a utilisé l'âge comme une variable continue.

En 1998-1999, on a demandé aux participants à l'ENSP des renseignements sur les antécédents familiaux de leurs parents proches. On a considéré comme ayant des *antécédents familiaux de diabète* toute personne qui a déclaré qu'au moins un parent au premier degré (parent et/ou frère ou sœur biologique) avait la maladie. Un nombre important (4 005) de participants à l'enquête ne connaissaient pas leurs antécédents familiaux. Ce groupe de personnes, pour lequel le taux d'incidence du diabète a tendance à être plus élevé que pour les personnes ayant des antécédents familiaux de diabète (tableau A en annexe) a d'abord été exclu de l'étude. Cependant, une analyse supplémentaire a montré que les associations indépendantes des antécédents familiaux et de l'indice de masse corporelle à l'incidence du diabète persistaient même si l'on incluait ces personnes et qu'on les classait dans la catégorie des personnes sans antécédents familiaux de diabète. Par conséquent, les estimations sont présentées pour ce groupe.

On a demandé aux participants à l'ENSP et à l'ESCC d'indiquer leur poids et leur taille. Pour calculer l'indice de masse corporelle (IMC), on a divisé le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. On a défini trois catégories : poids normal (IMC inférieur à 25), embonpoint (IMC de 25 à 29,9) et obèse (IMC égal ou supérieur à 30). Les femmes enceintes ont été exclues des calculs.

L'évaluation de l'*activité physique durant les loisirs* est fondée sur la dépense totale d'énergie durant les loisirs. Les données sur l'activité physique au travail ne sont fournies par aucune des deux enquêtes. Le calcul de la dépense d'énergie est fondé sur la fréquence et la durée déclarées des activités de loisirs au cours des trois mois qui ont précédé l'entrevue et sur la demande d'énergie métabolique de chaque activité. Les activités de moins de 15 minutes n'ont pas été prises en compte. On a défini trois niveaux

d'activité : actif(ve) (au moins 3,0 kilocalories par kilogramme de masse corporelle par jour), moyennement actif(ve) (1,5 à moins de 3,0) et sédentaire (moins de 1,5).

On a demandé aux participants aux deux enquêtes : « Au cours des 12 derniers mois, à quelle fréquence avez-vous consommé des boissons alcoolisées? » Pour les besoins de l'analyse, on a défini trois catégories de *consommation d'alcool* : buveurs (réguliers et occasionnels), anciens buveurs et abstinentes.

On a demandé aux participants aux deux enquêtes des renseignements sur leur consommation passée et courante de cigarettes. Les trois *catégories d'usage du tabac* qu'on a définies sont : quotidiennement/à l'occasion, ancien fumeur et n'a jamais fumé.

Pour le *niveau de scolarité*, on a défini les catégories suivantes : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles et diplôme d'études postsecondaires.

En plus de l'inclusion de la cataracte et du glaucome sur la liste des problèmes de santé chroniques, l'ESCC comportait des questions sur les *troubles de la vision*. Pour les besoins de l'analyse, on a défini trois catégories de troubles : aucun, corrigé et non corrigé (y compris la cécité).

On a demandé aux participants à l'ESCC : « En général, diriez-vous que votre santé est : excellente, très bonne, bonne, passable, mauvaise? ». Pour les besoins de l'analyse, on a créé trois catégories d'*état de santé autoévalué* : excellent/très bon, bon et passable/mauvais.

Pour déterminer le recours aux services des médecins de famille ou des omnipraticiens, lors de l'ESCC, on a demandé : « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone un médecin de famille ou un omnipraticien pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux? ... un spécialiste de la vue (comme un ophtalmologiste ou un optométriste)? ». La même question générale se rapportait aussi à la consultation d'autres professionnels de la santé (comme un chirurgien, un allergologue, un orthopédiste, un gynécologue ou un psychiatre). Le recours fréquent aux services des omnipraticiens a été défini comme correspondant à au moins 10 visites au cours de l'année précédente. Le recours fréquent aux services d'un spécialiste de la vue ou d'autres spécialistes a été défini comme correspondant à au moins trois visites l'année précédente.

On a demandé aux participants à l'ESCC s'ils avaient passé la nuit comme patient(e) à l'hôpital, dans un foyer de soins infirmiers ou dans une maison de convalescence et combien de nuits? Dans l'analyse, les grands utilisateurs des services hospitaliers sont les personnes qui ont passé plus de 14 jours à l'hôpital.

maladie davantage associée aux personnes âgées. En 2000-2001, plus de 12 % de celles-ci étaient diabétiques, comparativement à 6 % des personnes de 45 à 64 ans et à peine plus de 1 % des personnes de 18 à 44 ans.

L'existence d'antécédents familiaux est un facteur de risque important. En 1998-1999, 8,5 % des personnes ayant un parent et (ou) un frère ou une sœur diabétique ont déclaré qu'elles avaient, elles aussi, la maladie; chez les personnes qui n'avaient pas de parents du premier degré diabétiques, le taux était de 2,0 % (tableau 2).

Le diabète a tendance à être lié au mode de vie. En 2000-2001, la prévalence du diabète était forte chez les personnes obèses ou sédentaires. Elle l'était aussi chez les personnes qui auparavant consommaient de l'alcool ou du tabac, observation qui témoigne peut-être d'une modification du mode de vie suscitée par le diagnostic du diabète. Il semble également exister une certaine association avec le statut socioéconomique, car une proportion assez importante de personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires étaient diabétiques.

Toutefois, bon nombre de ces caractéristiques sont interdépendantes. Par exemple, le vieillissement est associé à une augmentation du poids, une diminution de l'activité physique et une diminution de la consommation d'alcool et de tabac. En outre, le niveau de scolarité a tendance à être assez faible chez les personnes âgées. Il est essentiel de tenir compte des effets éventuels de ces relations confusionnelles lorsqu'on étudie les associations entre le diabète et divers facteurs de risque, particulièrement en ce qui concerne les nouveaux cas diagnostiqués.

Incidence à la hausse

Le rythme auquel sont diagnostiqués les nouveaux cas de diabète a augmenté ces dernières années. De 1994-1995 à 1996-1997, le taux d'incidence sur deux ans était de 4,0 cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au risque, mais de 1998-1999 à 2000-2001, il était de 6,7 cas (tableau 3). L'augmentation de l'incidence chez les hommes, laquelle est passée de 3,5 à 6,8 cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au risque, est

Tableau 3

Incidence du diabète sur deux ans, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2000-2001

	Nouveaux cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au risque	Intervalle de confiance de 95 %
Les deux sexes		
1994-1995 à 1996-1997	4,0	3,1- 4,9
1996-1997 à 1998-1999	4,4	3,3- 5,5
1998-1999 à 2000-2001	6,7 [†]	5,1- 8,2
Hommes		
1994-1995 à 1996-1997	3,5	2,3- 4,7
1996-1997 à 1998-1999	4,5	2,6- 6,4
1998-1999 à 2000-2001	6,8 [†]	4,6- 9,0
Femmes		
1994-1995 à 1996-1997	4,5	3,1- 5,9
1996-1997 à 1998-1999	4,3	2,9- 5,7
1998-1999 à 2000-2001	6,5	4,4- 8,7

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999 et 2000-2001

Nota : Ratio critique corrigé pour les comparaisons multiples et les échantillons non indépendants.

[†] Valeur significativement plus élevée que pour 1994-1995 à 1996-1997 ($p < 0,05$).

statistiquement significative, mais la hausse apparente de l'incidence chez les femmes, qui est passée de 4,5 à 6,5 cas, ne l'est pas.

De 1994-1995 à 2000-2001, 353 nouveaux cas de diabète ont été déclarés par les participants à l'ENSP, ce qui représente environ 497 000 nouveaux cas diagnostiqués dans la population. Le taux global d'incidence sur la période de six ans est de 4,9 cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au risque.

L'incidence augmente avec l'âge, variant de 1,8 nouveaux cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au risque pour le groupe des 18 à 44 ans à 14,2 cas pour le groupe des 75 ans et plus (tableau 4). Même en tenant compte des effets de facteurs comme les antécédents familiaux, le poids, l'activité physique, la consommation d'alcool, l'usage du tabac et le niveau de scolarité, la cote exprimant le risque d'être diabétique est significativement plus élevée chez les personnes âgées (tableau 5).

Antécédents familiaux

L'existence d'antécédents familiaux peut être le signe d'une prédisposition génétique à une maladie. Elle pourrait aussi sensibiliser davantage au problème,

donc pousser à procéder à des examens et au dépistage. Chez les personnes ayant un parent et(ou) un frère ou une sœur biologique atteint de diabète, le taux d'incidence sur six ans était de 9,7 nouveaux cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au

Tableau 4
Incidence non corrigée du diabète sur six ans, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2000-2001

	Nouveaux cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au risque	Intervalle de confiance de 95 %
Total	4,9	4,3- 5,6
Sexe		
Hommes†	4,8	3,8- 5,8
Femmes	5,0	4,1- 6,0
Groupe d'âge		
18 à 44 ans‡	1,8	1,1- 2,4
45 à 64 ans	7,0*	5,7- 8,4
65 à 74 ans	11,6*	8,4-14,9
75 ans et plus	14,2*	8,8-19,7
Antécédents familiaux de diabète		
Oui	9,7*	7,5-11,9
Non†	3,0*	2,3- 3,6
Données manquantes	5,8*	4,1- 7,4
Indice de masse corporelle (IMC)§		
Poids normal (< 25)†	1,9	1,3- 2,5
Embonpoint (25,0 à 29,9)	6,1*	4,8- 7,5
Obèse (≥ 30)	13,5*	10,6-16,4
Activité durant les loisirs		
Actif(ve)†	2,7	1,6- 3,9
Moyennement actif(ve)	4,5	3,1- 5,9
Sédentaire	5,8*	4,8- 6,8
Consommation d'alcool		
Buveur(euse)†	3,7	3,0- 4,3
Ancien(ne) buveur(euse)	10,7*	7,7-13,8
Abstinent(e)	8,7*	5,2-12,2
Usage du tabac		
Quotidien/occasionnel	3,4	2,4- 4,4
Ancien(ne) fumeur(euse)	6,6	5,2- 8,0
N'a jamais fumé‡	4,6	3,5- 5,8
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires	8,8*	7,0-10,7
Diplôme d'études secondaires/ études postsecondaires partielles	3,9	3,0- 4,9
Diplôme d'études postsecondaires†	3,6	2,5- 4,6

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999 et 2000-2001

† Groupe de référence.

‡ Groupe de référence au début de chaque intervalle de deux ans.

§ N'inclut pas les femmes enceintes.

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

risque comparativement à 3,0 cas pour les personnes n'ayant pas ce genre d'antécédents.

Cependant, les antécédents familiaux peuvent aussi être le signe d'habitudes communes qui accroissent le risque d'être atteint de la maladie. Dans le cas du diabète, l'adoption des mêmes comportements à l'égard de la nutrition, de l'activité physique, de l'usage du tabac et de la consommation

Tableau 5
Rapports corrigés de cotes établissant le lien entre certaines caractéristiques et l'incidence du diabète de 1994-1995 à 2000-2001, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe		
Hommes	1,11	0,78- 1,56
Femmes†	1,00	...
Âge (en années)‡	1,13*	1,06- 1,21
Antécédents familiaux de diabète		
Oui	2,75*	1,94- 3,90
Non†	1,00	...
Données manquantes	1,56*	1,06- 2,30
Indice de masse corporelle (IMC)§		
Poids normal (< 25)†	1,00	...
Embonpoint (25,0 à 29,9)	1,59*	1,30- 1,94
Obèse (≥ 30)	1,77*	1,56- 2,02
Activité durant les loisirs		
Actif(ve)†	1,00	...
Moyennement actif(ve)	1,51	0,91- 2,51
Sédentaire	1,65*	1,03- 2,64
Consommation d'alcool		
Buveur(euse)†	1,00	...
Ancien(ne) buveur(euse)	1,97*	1,38- 2,82
Abstinent(e)	1,76*	1,10- 2,81
Usage du tabac		
Quotidien/occasionnel	1,02	0,65- 1,61
Ancien(ne) fumeur(euse)	1,24	0,85- 1,80
N'a jamais fumé†	1,00	...
Niveau de scolarité		
Pas de diplôme d'études secondaires	1,14	0,79- 1,65
Diplôme d'études secondaires/ études postsecondaires partielles	1,04	0,71- 1,53
Diplôme d'études postsecondaires†	1,00	...

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999 et 2000-2001

† Groupe de référence.

‡ L'âge au carré a été utilisé dans le modèle, mais les données ne sont pas présentées.

§ N'inclut pas les femmes enceintes.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

d'alcool pourrait expliquer en partie un taux d'incidence plus élevé²¹⁻²³. Pourtant, même si l'on tient compte de l'effet de ces facteurs et de celui de l'âge, du sexe et du niveau de scolarité, la cote exprimant le risque d'un diagnostic de diabète est presque trois fois plus élevée chez une personne dont un parent ou un frère ou une sœur est diabétique que chez une personne n'ayant pas ce genre d'antécédents familiaux.

Poids et exercice

L'excès de poids est un important facteur de risque de faire du diabète de type 2²⁴⁻²⁷, et ce risque a tendance à augmenter avec le poids²⁸. Chez les personnes obèses, le taux d'incidence sur six ans était de 13,5 nouveaux cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au risque et chez celles faisant de l'embonpoint, il était de 6,1 cas. Comparativement, chez les personnes dont le poids était normal, l'incidence était de 1,9 cas. L'association demeure significative lorsqu'on tient compte de l'effet de facteurs comme l'âge, les antécédents familiaux et l'activité physique. La cote exprimant le risque de diagnostiquer le diabète est une fois et demie plus élevée chez une personne obèse ou faisant de l'embonpoint que chez une personne dont le poids est normal.

Des études ont démontré que l'activité physique réduit le risque d'être atteint de diabète²⁹⁻³⁹. Sur la période de six années couverte par l'ENSP, l'incidence de cette maladie était de 2,7 nouveaux cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au risque pour les personnes physiquement actives durant leurs loisirs, mais de 5,8 nouveaux cas pour celles qui étaient sédentaires durant leurs loisirs. Même si les personnes actives sont moins susceptibles que les autres de faire de l'embonpoint^{40,41}, quand on tient compte de l'effet de l'indice de masse corporelle et d'autres facteurs, la cote exprimant le risque de diagnostiquer le diabète est significativement plus élevée chez les personnes sédentaires.

Consommation d'alcool et usage du tabac

Les personnes qui auparavant consommaient de l'alcool sont celles qui avaient le taux d'incidence du

diabète sur six ans le plus élevé, soit 10,7 nouveaux cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au risque, suivis par les abstinents, avec 8,7 nouveaux cas. Chez les personnes qui consomment actuellement de l'alcool, le taux n'était que de 3,7 cas. Il se pourrait que les personnes ayant des antécédents familiaux de diabète s'abstiennent de boire de l'alcool, ce qui expliquerait le taux d'incidence plus élevé pour ce groupe. En outre, le taux d'incidence élevé chez les personnes qui consommaient auparavant et chez les abstinents pourrait être dû à la structure par âge des deux groupes, puisque la consommation d'alcool a tendance à diminuer lorsque l'âge augmente⁴². Pourtant, même en tenant compte de l'effet des antécédents familiaux, de l'âge, et des autres facteurs, la cote exprimant le risque qu'on diagnostique le diabète est significativement plus élevée chez les personnes qui consommaient auparavant et chez les abstinents qu'elle ne l'est chez celles qui consomment actuellement.

Selon certaines études prospectives, l'usage du tabac pourrait aussi être un facteur de risque de diabète^{27,43-47}. Cependant, d'après l'analyse des données de l'ENSP, la cote exprimant le risque de devenir diabétique au cours de la période de six ans observée ne varie pas significativement en fonction de la catégorie d'usage du tabac. Les résultats sont à l'image de ceux d'une étude antérieure conçue pour neutraliser les effets d'une grande gamme de variables publiée en 1996 et selon laquelle l'existence d'une relation de cause à effet entre l'usage du tabac et la résistance à l'insuline est peu probable⁴⁸.

Niveau de scolarité

De 1994-1995 à 2000-2001, l'incidence du diabète chez les personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires était de 8,8 nouveaux cas pour 1 000 personnes-année d'exposition au risque, valeur considérablement plus élevée que celle observée pour les titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires (3,6 cas). Toutefois, lorsqu'on tient compte de l'effet de l'âge, du sexe, des antécédents familiaux et des facteurs liés au mode de vie, la cote exprimant le risque de devenir diabétique au cours de la période de référence ne varie pas significativement selon le niveau de scolarité.

Néanmoins, l'association entre le niveau de scolarité et le diabète est complexe. Des taux d'incidence semblables pourraient masquer d'importantes différences entre les groupes de niveau de scolarité en ce qui concerne les facteurs qui contribuent au diagnostic du diabète, mais il n'a cependant pas été possible de tenir compte de cela dans la présente analyse. Par exemple, les personnes

ayant fait peu d'études sont généralement plus susceptibles de déclarer souffrir de maladies chroniques⁶³, et non pas seulement de diabète, ce qui pourrait contribuer au taux d'incidence plus élevé. Par ailleurs, ces personnes ne connaissent peut-être ni les moyens de prévenir le diabète ni les symptômes qui y sont associés, ce qui pourrait réduire le nombre de cas diagnostiqués. En

Limites

Le diabète a tendance à être sous diagnostiqué^{49,50}, car l'installation de la maladie peut avoir lieu plusieurs années avant que soit posé le diagnostic clinique¹³. D'aucuns estiment que la maladie pourrait rester non diagnostiquée chez le tiers des diabétiques adultes⁵¹. Par conséquent, certains participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) et à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) qui ont dit ne pas être atteints de diabète pourraient effectivement l'être, et l'incidence et la prévalence de la maladie pourraient être sous-estimées.

Par ailleurs, aucune source indépendante ne pouvait confirmer que le diabète (ou tout autre problème de santé chronique) avait effectivement été diagnostiqué par un professionnel de la santé chez les personnes qui ont déclaré souffrir de la maladie. Cependant, une étude comparant l'autodéclaration du diabète aux données sur les demandes de remboursement des hôpitaux et des médecins donne à penser que l'autodéclaration est assez exacte⁵².

L'utilisation de données autodéclarées pose d'autres problèmes. Par exemple, l'utilisation du poids et de la taille autodéclarés pour calculer l'IMC pourrait donner lieu à une sous-estimation de la prévalence de l'embonpoint ou de l'obésité, particulièrement chez les personnes âgées⁵³⁻⁵⁵. Avec l'âge, la perte de masse osseuse et la diminution de la taille sont courants, mais les personnes âgées ont tendance à indiquer la taille qu'elles avaient quand elles étaient plus jeunes. De même, l'autodéclaration de l'activité physique durant les loisirs pourrait produire une sous-estimation de l'effet de l'activité physique sur l'incidence et sur la prévalence de la maladie chronique⁵⁶⁻⁵⁸.

Les données de l'ENSP et de l'ESCC ne permettent pas de faire la distinction entre les diabètes de type 1 et de type 2. Puisque les facteurs de risque ne sont pas les mêmes, la force du lien entre les variables indépendantes et l'incidence du diabète (c'est-à-dire de type 2) pourraient être affaibli.

Bien que la prévalence du diabète soit forte chez les Autochtones⁵⁹⁻⁶², l'échantillon tiré du fichier longitudinal de l'ENSP

n'était pas suffisamment grand pour qu'on puisse produire des estimations précises pour cette population.

On a défini l'existence d'antécédents familiaux comme étant la présence du diabète chez un parent et(ou) un frère ou une sœur biologique. Le nombre de parents au premier degré qui sont atteints de la maladie aurait été utile⁶⁴⁻⁶⁶, mais on ne possède pas cette information. En outre, la question sur les antécédents familiaux n'a pas été posée avant le troisième cycle de l'ENSP et les réponses ont été appliquées aux personnes qui ont participé au premier cycle de l'enquête. Aucune donnée sur les antécédents familiaux n'est disponible pour les personnes qui étaient décédées ou avaient déménagé dans un établissement de soins pour bénéficiaires internes à la fin du troisième cycle de l'enquête.

L'analyse de l'association entre les variables indépendantes et l'incidence du diabète se fonde sur l'hypothèse selon laquelle la situation des répondants pour chaque variable indépendante est demeurée stable durant tout l'intervalle de deux ans. Cependant, des facteurs comme l'activité physique ou le poids pourraient avoir varié considérablement dans cet intervalle et le manque d'information à ce sujet pourrait influencer sur les inférences quant à l'effet de certaines variables indépendantes sur l'incidence du diabète.

Comme le fichier-maître longitudinal des données du quatrième cycle de l'ENSP contient des enregistrements pour tous les membres du panel longitudinal pour lesquels certains renseignements ont été recueillis en 1994-1995, les personnes qui ont cessé de participer à l'enquête après le premier cycle pourraient donc encore être incluses dans les estimations. Quand l'enquête ne fournit pas de renseignements complets sur ces personnes, les résultats pourraient être entachés d'un biais si les personnes dont la réponse est incomplète diffèrent de celles dont la réponse est complète pour la caractéristique étudiée.

revanche, les personnes plus instruites étant généralement mieux au courant des facteurs de risque et des symptômes, leur demande d'examen de dépistage pourrait être plus importante et se traduire par une augmentation du taux d'incidence. Parallèlement, ces personnes pourraient être plus susceptibles de modifier leur mode de vie et de prendre des mesures préventives qui pourraient faire baisser l'incidence de la maladie.

Mot de la fin

En 2000-2001, 4,5 % des Canadiens de 18 ans et plus, soit environ 1,1 million de personnes, étaient diabétiques et le rythme auquel les nouveaux cas étaient diagnostiqués semblait avoir augmenté.

L'analyse des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes vient étayer les résultats d'autres études selon lesquelles le diabète est non seulement dévastateur pour les personnes atteintes, mais il fait aussi peser un fardeau important sur les médecins et les services hospitaliers⁶⁷⁻⁷⁴.

L'analyse des données longitudinales de l'Enquête nationale sur la santé de la population indique que l'âge, les antécédents familiaux, le poids et l'activité physique sont les prédicteurs les plus importants de l'incidence du diabète. Naturellement, l'âge et les antécédents familiaux ne peuvent être modifiés. Par contre, le poids et l'activité physique peuvent changer.

Les résultats soulignent l'importance des initiatives de santé publique visant à réduire le risque de diabète en encourageant les membres de la population à atteindre et à maintenir un poids santé^{6,75}. Les personnes qui prennent du poids et accumulent du tissu adipeux à la taille, à l'abdomen et à la partie supérieure du corps courent un risque relativement plus élevé que les autres de faire du diabète⁷⁶. Une étude de cohorte récente a montré que, sur une période de 13 ans, le taux d'incidence du diabète avait baissé de 25 % chez les hommes et les femmes faisant de l'embonpoint qui ont déclaré avoir perdu du poids intentionnellement, comparativement à leurs homologues qui n'en avaient pas perdu⁷⁷.

Une augmentation du niveau d'activité physique peut aider à prévenir le diabète de type 2 en accroissant la sensibilité à l'insuline et en inhibant la

progression de la maladie tout à ses débuts. En outre, grâce à son effet sur le contrôle du poids, l'activité physique joue un rôle important dans la prévention du diabète^{78,79}. Même quand on tient compte de l'effet du poids dans l'analyse des données de l'ENSP, l'activité physique est indépendamment associée à un risque plus faible de faire du diabète.

Les profils actuels d'embonpoint et d'activité physique au sein de la population font penser que la prévalence du diabète augmentera au cours de la prochaine décennie. Malgré les bienfaits de l'exercice, la majorité des Canadiens, qu'ils soient ou non diabétiques, ne sont pas actifs durant leurs loisirs et la proportion de la population qui fait de l'embonpoint est à la hausse. En outre, le nombre de personnes âgées va augmenter, si bien que, même si le taux d'incidence demeurerait stable, les changements démographiques pourraient causer une hausse importante de la prévalence globale de la maladie. ●

Références

1. J.P. Boyle, A.A. Honeycutt, K.M. Narayan *et al.*, « Projection of diabetes burden through 2050: Impact of changing demography and disease prevalence in the U.S. », *Diabetes Care*, 24(11), 2001, p. 1936-1940.
2. H. King et M. Remers, « Global estimates for the prevalence of diabetes mellitus and impaired glucose tolerance in adults », *Diabetes Care*, 16, 1993, p. 157-177.
3. R.M. van Dam, E.B. Rimm, W.C. Willett *et al.*, « Dietary patterns and risk for type 2 diabetes mellitus in U.S. men », *Annals of Internal Medicine*, 136(3), 2002, p. 201-209.
4. A.F. Amos, D.J. McCarty et P.Z. Zimmet, « The rising global burden of diabetes and its complications: estimates and projections to the year 2010 », *Diabetic Medicine*, 14, 1997, supplément 5, p. S1-S85.
5. P.Z. Zimmet, D.J. McCarty et M.P. de Courten, « The global epidemiology of non-insulin-dependent diabetes mellitus and the metabolic syndrome », *Journal of Diabetes and Its Complications*, 11(2), 1997, p. 60-68.
6. S. Meltzer, L. Leiter, D. Daneman *et al.*, « 1998 clinical practice guidelines for the management of diabetes in Canada », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 159(8) (supplément), 1998, p. S1-S29.
7. S.J. Kenny, R.E. Aubert et L.S. Geiss, « Prevalence and incidence of non-insulin-dependent diabetes », publié sous la direction de M.I. Harris, C.C. Cowie, M.P. Stern *et al.*, *Diabetes in America*, deuxième édition, Bethesda, Maryland, National Diabetes Data Group of the National Institute of Diabetes and Digestive and Kidney Diseases, National Institutes of Health, 1995, p. 47-67.

8. 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).
9. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
10. Statistique Canada, programme des enquêtes sur la santé de la population, *Enquête nationale sur la santé de la population, cycle 4 (2000-2001), composante des ménages, documentation longitudinale (2000-2001)*, Ottawa, Statistique Canada, 2002.
11. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
12. R. Berkow, M.H. Beers et A.J. Fletcher (publié sous la direction de), *The Merck Manual of Medical Information*, Whitehouse Station, New Jersey, Merck and Co. Inc., 1997.
13. M.I. Harris et D.C. Robbins, « Prevalence of adult-onset IDDM in the U.S. population », *Diabetes Care*, 17(11), 1994, p. 1337-1340.
14. J.M. Last (publié sous la direction de), *A Dictionary of Epidemiology*, troisième édition, publié pour l'Association internationale d'épidémiologie, Toronto, Oxford University Press, 1995.
15. K.J. Rothman et S. Greenland, « Measures of disease frequency », publié sous la direction de K.J. Rothman et S. Greenland, *Modern Epidemiology*, deuxième édition, Philadelphia, Lippincott-Raven, 1998, p. 29-64.
16. L.A. Cupples, R.B. D'Agostino, K. Anderson *et al.*, « Comparison of baseline and repeated measure covariate techniques in the Framingham Heart Study », *Statistics in Medicine*, 7, 1988, p. 205-208.
17. E.L. Korn et M.A. Graubard, « Epidemiological studies utilizing surveys: Accounting for the sampling design », *American Journal of Public Health*, 81(9), 2002, p. 1166-1173.
18. 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).
19. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
20. 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.
21. R.D. Morris, D.L. Rimm, A.J. Hartz *et al.*, « Obesity and heredity in the etiology of non-insulin-dependent diabetes mellitus in 32,662 adult white women », *American Journal of Epidemiology*, 130(1), 1989, p. 112-121.
22. L. Mykkanen, M. Laasko, M. Uusitupa *et al.*, « Prevalence of diabetes and impaired glucose tolerance in elderly subjects and their association with obesity and family history of diabetes », *Diabetes Care*, 13(11), 2002, p. 1099-1105.
23. L.A. Sargeant, N.J. Wareham et K.T. Khaw, « Family history of diabetes mellitus identifies a group at increased risk for the metabolic consequences of obesity and physical inactivity in EPIC-Norfolk: a population based study. The European Prospective Investigation into Cancer », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24(10), 2002, p. 1333-1339.
24. H.C. Looker, W.C. Knowler et R.L. Hanson, « Changes in BMI and weight before and after the development of type 2 diabetes », *Diabetes Care*, 24(11), 2001, p. 1917-1922.
25. R.M. Paris, S.A. Bedno, M.R. Krauss *et al.*, « Weighing in on type 2 diabetes in the military: characteristics of U.S. military personnel at entry who develop type 2 diabetes », *Diabetes Care*, 24(11), 2001, p. 1894-1898.
26. A.E. Field, E.H. Coakley, A. Must *et al.*, « Impact of overweight on the risk of developing common chronic diseases during a 10-year period », *Archives of Internal Medicine*, 161(13), 2001, p. 1581-1586.
27. F.B. Hu, J.E. Manson, M.J. Stampfer *et al.*, « Diet, lifestyle, and the risk of type 2 diabetes mellitus in women », *The New England Journal of Medicine*, 345(11), 2001, p. 790-797.
28. T.A. Hillier et K.L. Pedula, « Characteristics of an adult population with newly diagnosed type 2 diabetes: the relation of obesity and age of onset », *Diabetes Care*, 24(9), 2001, p. 1522-1527.
29. U.S. Department of Health and Human Services, *Physical Activity and Health. A Report of the Surgeon General*, S/ 017-023-00196-5, Pittsburg, Pennsylvania, Superintendent of Documents, 1996.
30. T.L. Holbrook, E. Barrett-Connor et D.L. Wingard, « The association between lifetime weight and weight control patterns with diabetes among men and women in an adult community », *International Journal of Obesity*, 13(5), 1989, p. 723-729.
31. J.E. Manson, E.B. Rimm, M.J. Stampfer *et al.*, « Physical activity and incidence of non-insulin-dependent diabetes mellitus in women », *Lancet*, 338(8770), 1991, p. 774-778.
32. J.E. Manson, D.M. Nathan, A.S. Krolewski *et al.*, « A prospective study of exercise and incidence of diabetes among US male physicians », *The Journal of the American Medical Association*, 268(1), 1992, p. 63-67.
33. I.J. Perry, S.G. Wannamethee, M.K. Walker *et al.*, « Prospective study of risk factors for development of non-insulin dependent diabetes in middle aged British men », *British Journal of Medicine*, 310(6979), 1995, p. 560-564.
34. J. Lynch, S.P. Helmrach, T.A. Lakka *et al.*, « Moderately intense physical activities and high levels of cardiorespiratory fitness reduce the risk of non-insulin-dependent diabetes mellitus in middle-aged men », *Archives of Internal Medicine*, 156(12), 1996, p. 1307-1314.
35. A.M. Kriska, A.J. Hanley, S.B. Harris *et al.*, « Physical activity, physical fitness, and insulin and glucose concentrations in an isolated Native Canadian population experiencing rapid lifestyle change », *Diabetes Care*, 24(10), 2001, p. 1787-1792.
36. F.B. Hu, M.F. Leitzmann, M.J. Stampfer *et al.*, « Physical activity and television watching in relation to risk for type 2 diabetes mellitus in men », *Archives of Internal Medicine*, 161(12), 2001, p. 1542-1548.
37. S.P. Helmrach, D.R. Ragland, R.W. Leung *et al.*, « Physical activity and reduced occurrence of non-insulin-dependent diabetes mellitus », *The New England Journal of Medicine*, 325(3), 1991, p. 147-152.

38. N.J. Wareham, D.Y. Wong et N.E. Day, « Glucose intolerance and physical inactivity: the relative importance of low habitual energy expenditure and cardiorespiratory fitness », *American Journal of Epidemiology*, 152(2), 2000, p. 132-139.
39. S.R. Chipkin, S.A. Klugh et L. Chasan-Taber, « Exercise and diabetes », *Cardiology Clinics*, 19(3), 2001, p. 489-505.
40. R. Ross et I. Janssen, « Physical activity, total and regional obesity: dose-response considerations », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 33(6) (supplément), 2001, p. S521-S527.
41. K. Ball, N. Owen, J. Salmon *et al.*, « Associations of physical activity with body weight and fat in men and women », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 25(6), 2001, p. 914-919.
42. Statistique Canada, « La santé : à prendre ou à laisser! », *Rapports sur la santé, Santé et l'enjeu des sexes : l'écart homme-femme* (n° 82-003 au catalogue), 12(3), 2001, p. 11-21.
43. E.B. Rimm, J. Chan, M.J. Stampfer *et al.*, « Prospective study of cigarette smoking, alcohol use, and the risk of diabetes in men », *British Journal of Medicine*, 310, 1995, p. 555-559.
44. N. Kawakami, N. Takatsuka, H. Shimizu *et al.*, « Effects of smoking on the incidence of non-insulin-dependent diabetes mellitus. Replication and extension in a Japanese cohort of male employees », *American Journal of Epidemiology*, 145(2), 1997, p. 103-109.
45. J.E. Manson, U.A. Ajani, S. Liu *et al.*, « A prospective study of cigarette smoking and the incidence of diabetes mellitus among US male physicians », *American Journal of Medicine*, 109(7), 2000, p. 538-542.
46. J.C. Will, D.A. Galuska, E.S. Ford *et al.*, « Cigarette smoking and diabetes mellitus: evidence of a positive association from a large prospective cohort study », *International Journal of Epidemiology*, 30(3), 2001, p. 540-546.
47. S.G. Wannamethee, A.G. Shaper et I.J. Perry, « Smoking as a modifiable risk factor for type 2 diabetes in middle-aged men », *Diabetes Care*, 24(9), 2001, p. 1590-1595.
48. N.J. Wareham, E.M. Ness, C.D. Byrne *et al.*, « Cigarette smoking is not associated with hyperinsulinemia: evidence against a causal relationship between smoking and insulin resistance », *Metabolism*, 45(12), 1996, p. 1551-1556.
49. L.A. Leiter, A. Barr, A. Belanger *et al.*, « Diabetes Screening in Canada (DIASCAN) Study: prevalence of undiagnosed diabetes and glucose intolerance in family physician offices », *Diabetes Care*, 24(6), 2001, p. 1038-1043.
50. G. Worrall et N. Moulton, « The ratio of diagnosed to undiagnosed diabetes in patients 40 years and older », *La revue canadienne de santé publique*, 83(5), 1992, p. 379-381.
51. T.K. Young et C.A. Mustard, « Undiagnosed diabetes: does it matter? », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 164(1), 2001, p. 24-28.
52. J.R. Robinson, T.K. Young, L.L. Roos *et al.*, « Estimating the burden of disease. Comparing administrative data and self-reports », *Medical Care*, 35(9), 1997, p. 932-947.
53. 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), 1988, p. 441-453.
54. W.J. Millar, « Distribution of body weight and height: comparison of estimates based on self-reported and observed measures », *Epidemiology and Community Health*, 40(4), 1986, p. 319-323.
55. M.L. Rowland, « Self-reported weight and height », *American Journal of Clinical Nutrition*, 52(6), 1990, p. 1125-1133.
56. H.D. Sesso, R.S. Jr Paffenbarger, I.-M. Lee, « Physical activity and coronary heart disease in men. The Harvard Alumni Heart Study », *Circulation*, 102, 2000, p. 975-980.
57. G.B. Mensink, T. Ziese et F.J. Kok, « Benefits of leisure-time physical activity on the cardiovascular risk profile at older age », *International Journal of Epidemiology*, 28(4), 1999, p. 659-666.
58. J.E. Manson, F.B. Hu, J.W. Rich-Edwards *et al.*, « A prospective study of walking as compared to vigorous activity in the prevention of coronary heart disease in women », *The New England Journal of Medicine*, 341(9), 1999, p. 650-658.
59. T.K. Young, L.L. McIntyre, J. Dooley, *et al.*, « Epidemiological features of diabetes mellitus among Indians in northwestern Ontario and northeastern Manitoba », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 132, 1985, p. 793-797.
60. T.K. Young, E.J. Szathmary, S. Evers *et al.*, « Geographical distribution of diabetes among the native population of Canada », *Social Science and Medicine*, 31(2), 1990, p. 129-139.
61. T.K. Young, C.D. Schraer, E.V. Shubnikoff *et al.*, « Prevalence of diagnosed diabetes in circumpolar indigenous populations », *International Journal of Epidemiology*, 21(4), 1992, p. 730-736.
62. T.K. Young, J. Reading, B. Elias *et al.*, « Type 2 diabetes in Canada's first nations: status of an epidemic in progress », *Journal de l'Association médicale canadienne* 163(5), 2000, p. 561-566.
63. T. Pincus, L.F. Callahan et R.V. Burkhauser, « Most chronic diseases are reported more frequently by individuals with fewer than 12 years of formal education in the 18-64 United States population », *Journal of Chronic Diseases*, 1987, 40(9), p. 865-874.
64. S.C. Hunt, R.R. Williams et G.K. Barlow, « A comparison of positive family history definitions for defining risk of future disease », *Journal of Chronic Diseases*, 39(10), 1986, p. 809-821.
65. M.J. Khoury et W.D. Flanders, « Bias in using family history as a risk factor in case-control studies of disease », *Epidemiology*, 6(5), 1995, p. 511-519.
66. D.K. Wagener, J.M. Sacks et R.E. Laporte, « The Pittsburgh study of insulin-dependent diabetes mellitus: risk for diabetes among relatives of IDDM », *Diabetes*, 31(2), 1982, p. 182-203.
67. N.F. Ray, M. Thamer, T. Taylor *et al.*, « Hospitalization and expenditures for the treatment of general medical conditions among the U.S. diabetic population in 1991 », *Journal of Clinical Endocrinology and Metabolism*, 81(10), 1996, p. 3671-3679.
68. M.W. Knuiman, T.A. Welborn et H.C. Bartholomew, « Self-reported health and use of health services: a comparison of diabetic and nondiabetic persons from a national sample », *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 20(3), 1996, p. 241-247.

69. G.C. Brown, M.M. Brown, S. Sharma *et al.*, « Quality of life associated with diabetes mellitus in an adult population », *Journal of Diabetes Complications*, 14(1), 2000, p. 18-24.
70. C.E. Lloyd, P.H. Dyer et A.H. Barnett, « Prevalence of symptoms of depression and anxiety in a diabetes clinic population », *Diabetic Medicine*, 17(3), 2000, p. 198-202.
71. E.W. Gregg, G.L. Beckles, D.F. Williamson *et al.*, « Diabetes and physical disability among older U.S. adults », *Diabetes Care*, 23(9), 2000, p. 1272-1277.
72. J.A. Gavard et A.P.J. Lustman, « Prevalence of depression in adults with diabetes mellitus », *Diabetes Care*, 16, 1993, p. 1167-1178.
73. D.L. Wingard, E.L. Barrett-Connor, C. Scheidt-Nave *et al.*, « Prevalence of cardiovascular and renal complications in older adults with normal or impaired glucose tolerance or NIDDM. A population-based study », *Diabetes Care*, 16(7), 1993, p. 1022-1025.
74. P.M. Jonsson, L. Nystrom, U. Rosenqvist *et al.*, « Diabetes mellitus and health service utilization: a case-control study of outpatient visits 8 years after diagnosis », *Diabetic Medicine*, 13(12), 1996, p. 1056-1063.
75. B.A. Reeder, A. Angel, M. Ledoux *et al.*, « Obesity and its relation to cardiovascular disease risk factors in Canadian adults », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 146(11), 1992, p. 009-019.
76. P. Björntorp, « Classification of obese patients with complications related to the distribution of body fat », *American Journal of Clinical Nutrition*, 45, 1987, p. 1120-1125.
77. J.C. Will, D.F. Williamson, E.S. Ford *et al.*, « Intentional weight loss and 13-year diabetes incidence in overweight adults », *American Journal of Public Health*, 92(8), 2002, p. 1245-1248.
78. A. Spelsberg et J.E. Manson, « Physical activity in the treatment and prevention of diabetes », *Comprehensive Therapy*, 21(10), 1995, p. 559-562.
79. P. Poirier et J.P. Despres, « Exercise in weight management of obesity », *Cardiology Clinics* 19(3), 2001, p. 459-470.

Annexe

Tableau A
Caractéristiques de la population à domicile de 18 ans et plus n'ayant pas reçu de diagnostic de diabète, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%
Total	13 565	20 398	100,0
Sexe			
Hommes	6 210	10 012	49,1
Femmes	7 355	10 386	50,9
Groupe d'âge			
18 à 44 ans	7 405	11 878	58,2
45 à 64 ans	3 711	5 679	27,8
65 à 74 ans	1 434	1 784	8,8
75 ans et plus	1 015	1 056	5,2
Antécédents familiaux de diabète			
Oui	2 609	3 791	18,6
Non	6 951	10 432	51,1
Données manquantes	4 005	6 175	30,3
Indice de masse corporelle (IMC)[†]			
Poids normal (< 25)	6 835	10 432	51,1
Embonpoint (25,0 à 29,9)	4 319	6 735	31,3
Obèse (≥ 30)	2 260	3 375	16,6
Données manquantes	151	216	1,1
Activité durant les loisirs			
Actif(ve)	2 165	3 240	15,9
Moyennement actif(ve)	2 737	4 064	19,9
Sédentaire	7 728	11 301	55,4
Données manquantes	935	1 793	8,8
Consommation d'alcool			
Buveur(euse)	10 267	15 634	76,6
Ancien(ne) buveur(euse)	1 784	2 314	11,3
Abstinente(e)	1 082	1 612	7,9
Données manquantes	432	837	4,1
Usage du tabac			
Quotidien/occasionnel	4 265	6 134	30,1
Ancien(ne) fumeur(euse)	4 077	5 947	29,2
N'a jamais fumé	4 800	7 492	36,7
Données manquantes	423	824	4,0
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires	3 888	5 131	25,2
Diplôme d'études secondaires/ études postsecondaires partielles	5 521	8 581	42,1
Diplôme d'études postsecondaires	4 127	6 639	32,5
Données manquantes	29	46	0,2

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal. Fichier santé, 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999 et 2000-2001

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

[†] N'inclut pas les femmes enceintes.

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

A stylized, high-contrast graphic of a person's face in shades of gray. The face is composed of simple geometric shapes: a vertical line for the nose, a horizontal line for the mouth, and a large, rounded shape for the head. A maple leaf is positioned on the chin area. The background is dark gray, and the face is rendered in lighter gray tones.

Données disponibles

Aperçu des données sur la santé
produites récemment par
Statistique Canada

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Mariages, 1999

En 1999, pour la première fois en trois ans, le nombre de couples qui se sont mariés s'est accru, mais le total est resté de loin inférieur au sommet le plus récent. Cette année-là, 155 742 couples se sont mariés, ce qui représente une hausse de 1,9 % par rapport à 1998. Depuis 1995, année où il a atteint 160 251, le nombre de mariages était à la baisse.

Toutes les provinces ont enregistré une hausse, sauf la Colombie-Britannique (-0,6 %) et le Québec (-0,1 %), où les diminutions n'ont toutefois été que négligeables. Le nombre de mariages a aussi diminué dans les territoires. Les augmentations les plus importantes ont été observées à Terre-Neuve-et-Labrador (+7,9 %), en Nouvelle-Écosse (+6,8 %) et à l'Île-du-Prince-Édouard (+5,7 %). Dans les autres provinces, le taux de croissance a été de plus de 2 %.

Le taux brut de nuptialité n'a pas varié en 1999, s'étant établi à 5,1 pour 1 000 habitants. Cette valeur est nettement inférieure à celle de 7,0 observée en 1988 et en 1989 en raison d'une augmentation soudaine du nombre de remariages à la suite de la modification de la *Loi sur le divorce*.

En 1999, l'âge moyen des mariées était de 31,3 ans, en hausse de 2,5 ans comparativement à 1989 et de 5,5 ans comparativement à 1979. Les mariées dont il s'agissait du premier mariage étaient, en moyenne, plus jeunes, leur âge moyen étant de 27,8 ans en 1999. Pour les mariées divorcées antérieurement, l'âge moyen était de 40,5 ans, et pour celles qui étaient veuves antérieurement, il était de 55,7 ans.

En 1999, l'âge moyen des mariés a augmenté de façon comparable, pour atteindre 33,8 ans, en hausse de 2,4 ans comparativement à 1989 et de 5,4 ans comparativement à 1979. Les mariés dont il s'agissait du premier mariage étaient, eux aussi, plus jeunes en moyenne, l'âge moyen étant de 29,8 ans en 1999. Pour les mariés divorcés antérieurement, la moyenne était de 44,0 ans, et pour ceux qui étaient veufs antérieurement, elle était de 62,6 ans.

Depuis 1979, les personnes ayant divorcé antérieurement représentent une proportion croissante des personnes qui s'unissent par les liens

du mariage. En 1999, elles représentaient 21,6 % de l'ensemble des mariées et 22,1 % de l'ensemble des mariés, alors que deux décennies plus tôt, les proportions étaient de 14,1 % et 15,6 %, respectivement.

L'augmentation de l'âge moyen des mariés et des mariées observée depuis 1979 est attribuable en grande partie à l'augmentation de l'âge au moment du mariage de ceux et celles qui se marient pour la première fois.

Des renseignements sur les méthodes et sur la qualité des données figurent dans la Base de métadonnées intégrée : numéro d'enquête 3232.

Pour commander la publication *Mariages, 1999* (84F0212XPB, 20 \$) ou des totalisations spéciales, communiquez avec les Services personnalisés à la clientèle (613-951-1746; hd-ds@statcan.ca). Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Patricia Tully (613-951-1759; patricia.tully@statcan.ca) ou avec Leslie Geran (613-951-5243; leslie.geran@statcan.ca), Division de la statistique de la santé.

Rapport sur l'usage de la cigarette, 1985 à 2001

Le *Rapport sur l'usage de la cigarette, 1985 à 2001* décrit l'analyse de la comparabilité des données sur la prévalence de l'usage de la cigarette et sur la consommation quotidienne de cigarettes tirées des enquêtes réalisées par Statistique Canada de 1985 à 2001. Durant cette période, Statistique Canada a réalisé 15 enquêtes comprenant un volet sur l'usage de la cigarette. La plupart de ces enquêtes contenaient des questions similaires sur l'usage de la cigarette, mais toutes ne sont pas directement comparables.

Durant la période de référence, l'usage de la cigarette a fléchi dans chaque province. De 1985 à 1991, la prévalence de l'usage quotidien ou occasionnel de la cigarette a diminué dans l'ensemble, chez les hommes et chez les femmes, et chez tous les groupes d'âge, sauf celui des 15 à 24 ans. De 1991 à 2001, les diminutions enregistrées ont été plus importantes. Bien que la prévalence de

l'usage du tabac chez les jeunes n'ait pas varié de 1985 à 1994-1995, elle a diminué de six points de pourcentage de 1994-1995 à 2001.

Le *Rapport sur l'usage de la cigarette au Canada, 1985 à 2001* (82F0077XIF) est disponible gratuitement dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page « Nos produits et services », sous « Parcourir les publications Internet », choisissez « Gratuites », puis « Santé ».

Des renseignements sur les méthodes et la qualité des données figurent dans la Base de métadonnées intégrée : numéro d'enquête 4440.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Jason Gilmore (613-951-7118; jason.gilmore@statcan.ca), Division de la statistique de la santé. ●

Errata**Rapports sur la santé, La santé de la population canadienne : rapport annuel 2002, Supplément au volume 13, 2002****Table des matières**

À la page 5 de la version anglaise de ce rapport, le titre du deuxième article, rédigé par Stéphane Tremblay, Nancy A. Ross et Jean-Marie Berthelot, devrait être « Regional socio-economic context and health » plutôt que « Regional differences in self-reported unmet health care needs ».

Cartes

Dans le carton intérieur B de la troisième carte, « Autoévaluation de la santé par région socio-sanitaire 2000-01 : Proportion de la population, âgée de 18 et plus déclarant une santé passable ou mauvaise », les codes de couleur des régions socio-sanitaires 3535, 3537, 3541, 3545, 3554, 3555 et 3560 sont inexacts. La carte à pleine échelle démontre les bonnes couleurs pour ces régions socio-sanitaires.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca





Pour commander les publications

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

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca





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

Division de la diffusion, Gestion de la circulation
 Statistique Canada
 Ottawa (Ontario)
 K1A 0T6
 Téléphone : (613) 951-7277
 Ailleurs au Canada, sans frais : 1 800 267-6677
 Télécopieur : (613) 951-1584

Ou visiter notre site Web : www.statcan.ca

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN) ^{†‡}
Rapports sur la santé · par année · l'exemplaire	82-003-XPF	Papier	58 \$ 20 \$
· par année · l'exemplaire	82-003-XIF	Internet	44 \$ 15 \$
La santé de la population canadienne - Rapport annuel 2002	82-003-SIF	Internet	Gratuit
	82-003-SPF	Papier	20 \$
Indicateurs de la santé, publication électronique	82-221-XIF	Internet	Gratuit
Indicateurs de la santé comparables – Canada, provinces et territoires	82-401-XIF	Internet	Gratuit
Aperçu des statistiques sur la santé <i>Remplacé par Indicateurs de la santé, publication électronique</i>	82F0075XCB	CD-ROM	100 \$
Régions socio-sanitaires en l'an 2000 – Limites, renseignements géographiques et estimations démographiques	82F0082XCB	CD-ROM	60 \$
Guide de la statistique sur la santé <i>(Ce guide est un outil qui vous permet d'accéder rapidement à de l'information reliée à la santé dans le site Web de Statistique Canada. Il peut n'être utilisé qu'en ligne dans le format html et ne peut être téléchargé.)</i>	82-573-GIF	Internet	Gratuit
Rapport statistique sur la santé de la population canadienne	82-570-XIF	Internet	Gratuit
Rapport sur l'usage de la cigarette au Canada, de 1985 à 2001	82F0027-XIF	Internet	Gratuit
Les soins de santé au Canada 2000 : Un premier rapport annuel	82-222-XIF	Internet (aussi au : http://www.cihi.ca)	Gratuit
Cancer			
L'incidence du cancer au Canada <i>(De 1994 à 1999, ces données sont disponibles en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle)</i>			
La filière du cancer, bulletin des registres du cancer au Canada	82F0081XIB	Internet	Gratuit
Enquête nationale sur la santé de la population			
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995	82-567-XPB	Papier	10 \$
	82-567-XIB	Internet	8 \$
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997	82-567-XPB	Papier	35 \$
	82-567-XIB	Internet	26 \$
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées à grande diffusion, Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$
Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$

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

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

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN)†‡
Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – établissements de soins de santé	82M0010GPF	Papier	50 \$
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes			
Accès aux services de soins de santé au Canada, 2001	82-575-XIF	Internet	Gratuit
Profils de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes	82-576-XIF	Internet	Gratuit
Contenu optionnel et autres tableaux connexes à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes	82-577-XIF	Internet	Gratuit
Espérance de vie			
Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997	84-537-XIF	Internet	15 \$
Établissements de soins			
Établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1998-1999 (Ces données sont disponibles sous forme de totalisations spéciales en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)			
État civil			
Tableaux normalisés			
La Division de la statistique de la santé prépare les tableaux normalisés suivants, à partir de l'année de référence 1996.			
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001XPB	Papier	20 \$
Causes de décès	84F0208XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes	84F0209XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes, 1997	84F0209XIB	Internet	Gratuit
Naissances	84F0210XPB	Papier	20 \$
Décès	84F0211XPB	Papier	20 \$
Mariages	84F0212XPB	Papier	20 \$
Divorces	84F0213XPB	Papier	20 \$
Causes principales de décès	84F0503XPB	Papier	20 \$
(Ces tableaux normalisés peuvent être commandés en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)			
Autre			
Étude de validation d'un couplage d'enregistrements de naissance et de décès infantile au Canada	84F0013XIF	Internet	Gratuit
Fichier de conversion des codes postaux plus (FCCP+)	82F0086XDB	Disquette	Gratuit
(Pour obtenir le FCCP+, les clients doivent d'abord acheter le FCCP.)			
Renseignements historiques			
Recueil de statistiques de l'état civil, 1996	84-214-XPF	Papier	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$
Hospitalisation			
Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux	82-562-XPB	Papier	40 \$
Maladies cardiovasculaires			
Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada	82F0076XIF	Internet	Gratuit
Maladies et lésions professionnelles			
Dépistage des maladies et lésions professionnelles au Canada : mortalité par cause chez les travailleurs, 1965-1991	84-546-XCB	CD-ROM	500 \$

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

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



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

Les demandes de totalisations spéciales doivent être adressées aux :

Services personnalisés à la clientèle

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



Fichiers de microdonnées

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

Services personnalisés à la clientèle

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

Fichiers de microdonnées à grande diffusion de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes		Numéro du produit	Version	Prix (\$CAN) ^{†‡}
l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 - Cycle 1.1FMGD (Fichier de microdonnées à grande diffusion)		82M0013XCB	CD-ROM	2 000 \$
Fichiers transversaux en format ASCII, Guide de l'utilisateur, dictionnaire de données, index, clichés d'enregistrement, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé.				Gratuit pour le secteur de la santé
Fichiers de microdonnées à grande diffusion de l'Enquête nationale sur la santé de la population				
Cycle 4, 2000-2001				
Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée	
Cycle 3, 1998-1999				
Composante des ménages	Fichiers transversaux en format ASCII, Guide de l'utilisateur, dictionnaire de données, index, clichés d'enregistrement, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé	82M0009XCB	CD-ROM	2 000 \$
Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée	
	Établissements de soins de santé	82C0015	Le prix varie selon l'information demandée	
Cycle 2, 1996-1997				
Composante des ménages	Données transversales, fichier texte ASCII, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé	82M0009XCB	CD-ROM	500 \$
Composante des établissements de soins de santé	Données transversales, fichier texte ASCII	82M0010XCB	CD-ROM	250 \$ Les clients qui achètent la composante des ménages des fichiers de microdonnées 1996-1997 recevront gratuitement la composante des établissements de soins de santé
Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée	
	Établissements de soins de santé	82C0015	Le prix varie selon l'information demandée	
Cycle 1, 1994-1995				
Composante des ménages	Données, fureteur Beyond 20/20 – fichier texte ASCII, Guide le l'utilisateur	82F0001XCB	CD-ROM	300 \$
Composante des établissements de soins de santé	Fichier texte ASCII	82M0010XDB	Disquette	75 \$
Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée	
	Établissements de soins de santé	82C0015	Le prix varie selon l'information demandée	

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

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



ENQUÊTES SUR LA SANTÉ DE LA POPULATION

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

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

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

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

Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)

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

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

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

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

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

Pour plus de renseignements, veuillez visiter notre site web

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

Le Canada en statistiques

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

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

Centres de données de recherche statistique

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