



N° 82-003-XIF au catalogue

Rapports sur la santé

Vol. 15, n° 2

- Suicide chez les immigrants
- Survie au cancer
- Vaccination contre la grippe



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 22 \$ CAN l'exemplaire et de 63 \$ CAN 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 \$ CAN	24 \$ CAN
Autres pays	10 \$ CAN	40 \$ CAN

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 17 \$ CAN l'exemplaire et de 48 \$ CAN 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 « Nos 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 **infostats@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 15, numéro 2

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2004

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

Mars 2004

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 15, n° 2
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 15, n° 2
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

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

SIGNES CONVENTIONNELS

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

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

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



Au sujet de *Rapports sur la santé*

Rédactrice en chef
Christine Wright

Rédactrice principale
Mary Sue Devereaux

Rédactrice
Barbara Riggs

Rédacteurs adjoints
Lori Anderson
Marc Saint-Laurent

Chargée de production
Renée Bourbonnais

Production et composition
Agnes Jones
Robert Pellarin

Vérification des données
Dan Lucas

Administration
Donna Eastman

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

R*apports 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, 3^e étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-1765. Courrier électronique : healthreports@statcan.ca. Télécopieur : (613) 951-4436.

Demandes de réimpression

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

Version électronique

Rapports sur la santé est une publication offerte aussi sous forme électronique, fichiers PDF. Il est possible de commander des numéros à l'unité, en utilisant une carte Visa ou MasterCard, à partir du site Web de Statistique Canada, de les télécharger et de les consulter avec l'aide d'Adobe Acrobat Reader. Pour commander un numéro récent de *Rapports sur la santé*, visitez notre site à l'adresse www.statcan.ca. Choisissez « Français » à la page d'accueil, puis « Nos produits et services » à la page suivante. Choisissez ensuite « Parcourir les publications Internet (PDF ou HTML) », « 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 de catalogue 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

Le suicide chez les immigrants au Canada 9

La tendance que suit le phénomène du suicide chez les immigrants s'apparente davantage à ce que l'on observe dans leur pays d'origine qu'à celle qui caractérise la population de souche canadienne. Le taux de suicide chez les immigrants est plus faible qu'il ne l'est chez les Canadiens de souche. Le taux de suicide tend à augmenter avec l'âge chez les immigrants, tandis qu'il est le plus élevé parmi les Canadiens d'âge moyen.

Éric Caron Malenfant

Les principaux cancers - évolution de la survie relative à cinq ans 19

De 1985 à 1987 et de 1992 à 1994, les ratios de survie relative à cinq ans au cancer de la prostate et au cancer du sein ont augmenté de façon appréciable. Bien que statistiquement significatives, les hausses ont toutefois été moindres en ce qui a trait aux ratios de survie au cancer du côlon et du rectum. La survie relative au cancer du poumon est, quant à elle, restée sensiblement inchangée.

Larry F. Ellison et Laurie Gibbons

La vaccination contre la grippe 35

De 1996-1997 à 2000-2001, le pourcentage de Canadiens de 20 ans et plus qui ont déclaré avoir été vaccinés contre la grippe l'année précédente est passé de 16 % à 28 %. Près des deux tiers des personnes âgées et la moitié des personnes présentant un problème de santé chronique avaient été vaccinées. Parmi le petit groupe de personnes âgées qui n'avaient pas daigné recevoir le vaccin, la plupart alléguaient comme principale raison que cela n'était pas nécessaire.

Helen Johansen, Kathy Nguyen, Luling Mao, Richard Marcoux, Ru-Nie Gao et Cyril Nair



Données disponibles

Indicateurs de la santé, 2003(2) 49
Mariages, 2001 49
Établissement de soins pour bénéficiaires internes,
1999-2000 à 2001-2002 49
Décès, 2001 50

Pour commander les publications

..... 55

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. On the left, there are two human-like figures. The upper one is a head and neck profile with a vertical line for a nose and two small squares for eyes. The lower one is a head and neck profile with a large, circular, swirling shape for a mouth. To the right of these figures is a large, light grey gear with a white outline. The overall style is modern and minimalist.

Travaux de recherche

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

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Le suicide chez les immigrants au Canada

Éric Caron Malenfant

Résumé

Objectifs

Le présent article compare le phénomène du suicide chez les immigrants et chez les personnes nées au Canada.

Sources des données

Les données sur le suicide sont tirées de la Base canadienne de données sur l'état civil et de l'*Annuaire de statistiques sanitaires mondiales* de l'Organisation mondiale de la Santé. Les données sociodémographiques utilisées pour déterminer les dénominateurs des taux de suicide au Canada proviennent du Recensement de la population.

Techniques d'analyse

Les taux comparatifs (normalisés selon l'âge) de suicide selon le sexe et selon le lieu de résidence ont été calculés pour les populations d'immigrants et de personnes nées au Canada, de même que les taux de suicide selon l'âge et selon le sexe. Les taux utilisés sont les taux moyens sur trois ans centrés sur les années de recensement 1991 et 1996. Des comparaisons avec divers pays ont été faites grâce à un ensemble de données pondérées fondé sur 8 des 10 principaux pays de naissance des immigrants du Canada. Des tests de signification statistique ont été appliqués aux différences entre les taux.

Principaux résultats

Le taux de suicide est environ deux fois plus faible chez les immigrants qu'il ne l'est chez les personnes nées au Canada. Chez les immigrants, le taux de suicide augmente avec l'âge; par contre, chez les personnes nées au Canada, le suicide est un phénomène « plus jeune ». Bien que le taux de suicide soit plus élevé chez les hommes que chez les femmes pour les deux populations, l'écart est moins prononcé chez les immigrants. Le profil du suicide chez les immigrants s'apparente davantage à celui observé dans leur pays d'origine qu'à celui observé chez les Canadiens de souche. Les immigrants établis à Toronto, à Montréal ou à Vancouver ont un taux de suicide plus faible que ceux vivant ailleurs au Canada.

Mots-clés

État civil, émigration et immigration, groupes ethniques, biais de sélection, santé urbaine, mortalité, cause de décès.

Auteur

Éric Caron Malenfant (613-951-3073; Eric.Caron-Malenfant@statcan.ca) travaille à la Division de la démographie de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Plus d'un siècle de recherche a montré que le suicide ne touche pas uniformément toutes les catégories de population. Ainsi, les taux de suicide diffèrent chez les hommes et les femmes, les jeunes et les personnes âgées ou encore les citoyens et les habitants des régions rurales. Ils diffèrent aussi entre les populations immigrantes et natives. Dans certains pays, les immigrants, ou du moins certains groupes d'entre eux, présentent des taux de suicide plus importants que ceux des non-immigrants¹, tandis que dans d'autres, il n'en va pas nécessairement ainsi².

Une récente étude canadienne à cet égard révélait des écarts significatifs quant aux risques de suicide chez les immigrants et chez les Canadiens de souche³. Or depuis 1986, année de référence des données les plus récentes analysées dans le cadre de cette étude, la population d'immigrants du Canada s'est accrue fortement. De plus, sa composition s'est grandement transformée. Le pourcentage d'immigrants nés en Europe a diminué et le pourcentage en provenance d'Asie a augmenté de façon appréciable.

Techniques d'analyse

Avant de calculer les taux de suicide, les chiffres de population d'immigrants et de personnes nées au Canada ont été corrigés pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement. Il a également fallu imputer le lieu de naissance d'une certaine proportion de personnes qui s'étaient suicidées (9 %).

Les taux de sous-dénombrement net selon l'âge, le sexe et le lieu de résidence (Canada, Toronto, Montréal, Vancouver) utilisés pour corriger les données des recensements de 1991 et 1996 sont fondés sur les renseignements tirés de la contre-vérification des dossiers pour le sous-dénombrement net au recensement de tous les nouveaux immigrants (ceux arrivés dans les cinq années précédant le recensement en question). Les taux associés aux nouveaux immigrants ont été utilisés pour « corriger » les chiffres pour deux composantes de la population née à l'étranger, à savoir les nouveaux immigrants et les résidents non permanents. Les taux de sous-dénombrement net au recensement pour les immigrants arrivés plus de cinq années avant le recensement et pour les personnes nées au Canada ont servi à corriger les deux autres composantes de la population née à l'étranger (immigrants de longue date et Canadiens de naissance nés à l'étranger), ainsi qu'à corriger le nombre de personnes nées au Canada. Cette correction explique certaines différences entre les chiffres présentés ici et ceux d'études antérieures.

Les suicides commis par des personnes d'origine inconnue ont été répartis selon l'âge et le sexe d'après les proportions observées chez celles dont le lieu de naissance était connu pour 1990 à 1992 et pour 1995 à 1997. En termes strictement relatifs, cette méthode équivaut à ne faire aucune inférence, mais en termes absolus, elle produit une meilleure estimation de l'importance du phénomène étudié, à condition que cette répartition de la non-réponse n'introduise aucun biais dans les données. Des analyses subséquentes de répartition des taux de suicide selon l'âge, le sexe et le lieu de résidence dans les cas où le lieu de naissance était inconnu ont montré que la grande majorité des cas correspondaient à des personnes nées au Canada et qu'il n'y avait aucune raison apparente de supposer que les immigrants étaient surreprésentés dans ce groupe.

Pour lisser les variations annuelles aléatoires créées par les petits nombres de suicides, des taux bruts moyens sur trois ans centrés sur l'année de recensement ont été calculés. Le nombre total de suicides pour chaque catégorie d'âge, sexe et lieu de résidence pour la période de trois ans a ensuite été divisé par trois, puis par le chiffre de population correspondant, et le résultat a alors été multiplié par 100 000 (tableaux A et B en annexe). Comme il était prévu de comparer les taux à certaines données de l'Organisation mondiale de la Santé (OMS) et que cette dernière divise le nombre de suicides par le chiffre total de population pour produire ses taux « agrégés » de suicide (tous âges confondus), la même méthode a par conséquent été appliquée ici. Les taux présentés dans l'article diffèrent donc de ceux produits lors d'analyses où le nombre de suicides est calculé pour la population de 10 ans et plus ou pour celle de 5 ans et plus.

Les taux comparatifs de suicide sont fondés sur la structure par âge de la population mondiale projetée par l'OMS pour la période allant de 2000 à 2025. Cette population type a été choisie pour simplifier les calculs aux fins des comparaisons entre pays. La normalisation selon l'âge a un effet plus important sur les taux de suicide chez les immigrants que chez les personnes nées au Canada, parce que la population d'immigrants est plus âgée et que, contrairement à la situation pour la population de personnes nées au

Canada, le taux de suicide chez les immigrants a tendance à augmenter avec l'âge. Puisque l'analyse fait appel à une population type jeune, les groupes d'âge les plus jeunes (qui, dans la population d'immigrants, sont sous représentés et ont un faible taux de suicide) se voient accorder un poids plus important, ce qui fait baisser de façon significative le taux de suicide chez les immigrants.

On a créé un ensemble de données couvrant 8 des 10 principaux pays de naissance des immigrants établis au Canada (représentant presque la moitié de la population globale de ces immigrants) qui ont fourni des données sur le suicide à l'OMS pour le milieu des années 1990, à savoir le Royaume-Uni, l'Italie, les États-Unis, Hong Kong, la République populaire de Chine, la Pologne, l'Allemagne et le Portugal. L'Inde et les Philippines ont été exclues faute de données suffisantes. Ces données ont été pondérées de sorte qu'elles soient comparables aux données sur les immigrants du Canada nés dans ces pays. Les comparaisons internationales portent sur des données agrégées, car le nombre de suicides chez les immigrants provenant des principaux pays d'origine est souvent si faible qu'il donne lieu à de fortes variations aléatoires. Les nombres et les taux de suicides pour les immigrants nés dans ces pays (et d'autres) sont présentés au tableau C en annexe.

Pour évaluer l'importance de la variabilité aléatoire des taux de suicide et pour déterminer si les écarts entre les taux sont statistiquement significatifs, des tests ont été appliqués suivant la méthode proposée par le National Center for Health Statistics (NCHS) des États-Unis⁴. Pour les taux bruts de suicide, les tests statistiques différaient selon qu'il s'agissait de taux dont le numérateur était égal à au moins 100 suicides (comme les taux de suicide sont calculés pour des périodes de trois ans, les numérateurs sont égaux au triple du nombre annuel moyen présenté dans les tableaux) ou variaient de 20 à 99 suicides. Dans le premier cas, en supposant que l'échantillon appartenait à un agrégat d'échantillons répartis selon une loi normale, le test statistique consistait à s'assurer que l'écart entre les deux taux était supérieur à 1,96 fois l'erreur-type de cet écart. Dans le deuxième cas, on a supposé que l'échantillon obéissait à une loi de Poisson, on a fixé les intervalles de confiance à 95 % et on a considéré que les taux étaient statistiquement différents si les intervalles de confiance ne se chevauchaient pas.

Le test pour les taux comparatifs de suicide consistait à s'assurer que les intervalles de confiance à 95 % des taux ne se chevauchaient pas. Ces intervalles de confiance ont été déterminés en quatre étapes :

- calcul de l'erreur-type des taux de suicide pour chaque groupe d'âge utilisé pour la normalisation, conformément à la formule du NCHS;
- calcul d'une variance pondérée des taux pour chaque groupe d'âge utilisé pour la normalisation : l'erreur type du taux de chaque groupe a été multipliée par le poids de chacun de ces groupes dans la population type, puis chaque résultat a été élevé au carré;
- calcul de l'erreur-type normalisée du taux comparatif, c'est à dire la racine carrée de la somme des variances pondérées;
- calcul des intervalles de confiance à 95 % : $\text{taux} \pm 1,96 * \text{erreur type normalisée}$.

Brièvement, $TC \pm (1,96 * \text{r.c. [somme des carrés de (E. T.*W)]})$, où TC est le taux comparatif, E. T. est l'erreur-type pour chaque groupe d'âge et W est le poids de chaque groupe d'âge dans la population type.

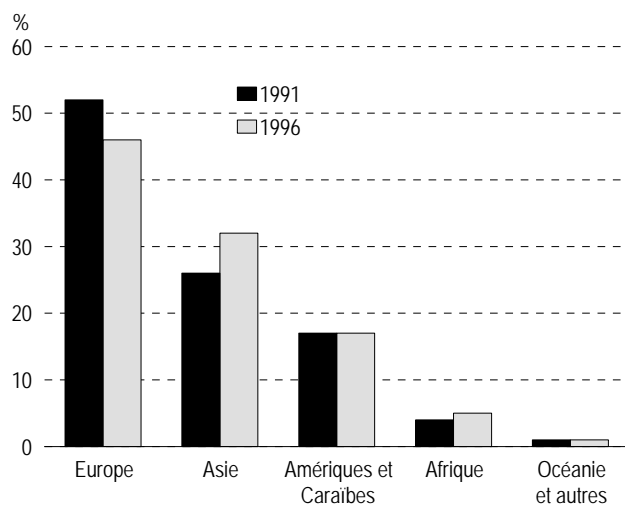
Le présent article permet de comparer les profils de suicide observés chez les immigrants du Canada et chez les personnes nées au Canada pour 1991 et 1996 (voir *Techniques d'analyse, Sources des données, Définitions et Limites*). Ces profils sont établis selon le sexe, l'âge, le continent de naissance et la résidence dans l'un des trois plus grands centres urbains du Canada (Toronto, Montréal ou Vancouver). Des comparaisons entre pays permettent de mettre les résultats obtenus en perspective et de déterminer si les taux de suicide chez les immigrants se rapprochent davantage des taux observés dans leur pays d'origine ou de ceux observés chez les personnes nées au Canada.

Nombre croissant, nouvelles origines

En 1996, la population canadienne comptait 5,4 millions de personnes nées à l'étranger, soit environ 18 % de l'ensemble de la population (voir *Définitions*). Ces chiffres représentaient une augmentation de 12 % par rapport à 1991, une augmentation qui surpassait de loin la croissance de 4 % qu'a connue la population canadienne de souche au cours de la même période.

Presque la moitié des immigrants établis au Canada sont nés en Europe (graphique 1). Cependant, une forte proportion des nouveaux

Graphique 1
Répartition en pourcentage de la population d'immigrants, selon le continent de naissance, Canada, 1991 et 1996



Source des données : Recensements de la population de 1991 et 1996

Sources des données

Les données sur le suicide au Canada proviennent de la Base canadienne de données sur l'état civil qui contient des renseignements transmis par les bureaux de l'état civil de chaque province et territoire. Tenue à jour par Statistique Canada, cette base de données fournit un dénombrement virtuellement complet de tous les événements démographiques survenus au Canada. Les chiffres annuels sont calculés pour l'année civile.

Les données sur le suicide dans d'autres pays proviennent de l'*Annuaire de statistiques sanitaires mondiales*⁵ qui fournit les données sur la mortalité selon la cause, l'âge et le sexe pour les pays déclarants, produites conformément à une classification uniforme des causes de décès.

Les renseignements sur le lieu de naissance sont recueillis tous les cinq ans, lors du Recensement de la population, auprès de 20 % des ménages. Tous les autres renseignements sociodémographiques nécessaires pour déterminer les dénominateurs du taux de suicide chez les immigrants vivant au Canada proviennent aussi du recensement (âge, sexe, lieu de résidence, statut de résident non permanent et année de l'immigration).

La contre-vérification des dossiers (CVD) est réalisée après chaque recensement pour évaluer la qualité de la couverture en estimant le nombre de personnes qui n'ont pas été recensées (sous-dénombrement) ou qui ont été comptées plus d'une fois (surdénombrement). Dans la présente analyse, les données de la CVD ont servi à « corriger » les chiffres de population pour le sous-dénombrement net conformément aux caractéristiques sélectionnées.

immigrants sont venus d'Asie, ce qui a fait baisser la proportion d'immigrants d'origine européenne.

La population d'immigrants est plus âgée que la population de personnes nées au Canada. Proportionnellement, un moins grand nombre d'immigrants que de personnes nées au Canada ont moins de 25 ans, et un plus grand nombre ont 25 ans et plus, situation qui tient sans doute au nombre important d'immigrants dont l'âge à l'arrivée se situe entre 25 et 40 ans. Chez les femmes, cette tranche d'âge correspond aux principales années de procréation, si bien qu'un grand nombre d'immigrantes ont des enfants après leur arrivée au Canada et que ces derniers font partie des personnes nées au Canada.

Moins susceptibles de se suicider

Le suicide représente une cause de décès relativement rare (moins de 4 000 décès par année) comparativement aux causes principales de décès comme le cancer (près de 60 000 décès par année). De plus, le suicide n'équivaut qu'à un peu moins de 2 % de l'ensemble des causes de décès. Il s'agit néanmoins d'un problème grave, ne serait-ce qu'en raison de la souffrance dont il témoigne chez la victime et du chagrin que ressentent ceux et celles qu'il laisse dans le deuil. De 1995 à 1997, 3 863 suicides par année, en moyenne, ont eu lieu au Canada, soit 13 pour 100 000 habitants. De ce nombre, 3 054 ont été commis par des hommes et 809, par des femmes; les taux bruts de suicide correspondants sont de 21,0 et de 5,5 pour 100 000.

Les immigrants sont nettement moins susceptibles de se suicider que les personnes nées au Canada. Du nombre annuel moyen de suicides enregistrés de 1995 à 1997, 537 ont été commis par des immigrants et 3 328 par des personnes nées au Canada (tableau A en annexe). Ces chiffres se traduisent par des taux bruts de suicide de 9,9 et de 13,9 pour 100 000, respectivement. Si l'on calcule les taux comparatifs, c'est-à-dire les taux normalisés selon l'âge, on obtient une valeur presque deux fois plus faible pour les immigrants que pour les personnes nées au Canada, soit 7,9 contre 13,3 pour 100 000 (tableau 1, tableau B en annexe). L'écart s'observe tant chez les hommes que chez les femmes,

Tableau 1
Taux comparatifs[†] de suicide chez les immigrants et chez les personnes nées au Canada, selon le sexe, Canada, 1990 à 1992 et 1995 à 1997

	Les deux sexes		Hommes		Femmes	
	Immi-grants	Nés au Canada	Immi-grants	Nés au Canada	Immi-grants	Nés au Canada
	Suicides pour 100 000 personnes					
1990-1992	8,3*	13,0	12,6*	21,0	4,2*	5,1
1995-1997	7,9*	13,3	12,0*	21,6	4,0*	5,3

Sources des données : Base canadienne de données sur l'état civil; recensements de la population de 1991 et 1996

[†] Normalisés en prenant pour référence la nouvelle population mondiale type (pour 2000 à 2025).

* Taux significativement différent de celui observé pour les personnes nées au Canada ($p < 0,05$).

et ce, lors des deux périodes analysées : 1990 à 1992 et 1995 à 1997.

Quel que soit leur continent de naissance, les taux comparatifs de suicide sont plus faibles chez les immigrants que chez les personnes nées au Canada (tableau C en annexe). Néanmoins, l'ampleur du phénomène chez les premiers varie considérablement selon le lieu de naissance. Les personnes nées en Océanie (Australie, Nouvelle-Zélande, Îles du Pacifique) et en Europe ont des taux bruts de suicide assez élevés, tandis que celles venues d'Afrique et d'Asie présentent les taux les plus faibles (hommes et femmes confondus).

Plusieurs raisons pourraient expliquer le faible taux de suicide chez les immigrants. En premier lieu, le fait que certaines collectivités d'immigrants soient très unies pourrait peut-être protéger leurs membres contre le suicide.³ En deuxième lieu, le comportement suicidaire pourrait n'être pas étranger

Définitions

Pour les besoins de la présente analyse, on considère comme un suicide tout décès dont le code de cause est compris entre E950 et E959 (suicide ou traumatisme autoinfligé) conformément à *la Classification internationale des maladies, neuvième révision* (CIM-9)⁶.

Les termes *immigrant*, *né à l'étranger*, et *né à l'extérieur du Canada* se rapportent tous au même concept, à savoir une personne née hors des frontières du Canada, que les parents soient Canadiens ou étrangers. Comme la Base canadienne de données sur l'état civil ne contient aucun renseignement sur la citoyenneté, les décès ont été classés uniquement selon le lieu de naissance. La population d'immigrants comporte donc trois groupes distincts, à savoir les immigrants réels, les résidents non permanents et les Canadiens de naissance nés à l'extérieur du Canada (parce que l'un des parents ou les deux sont Canadiens). L'expression *personne née au Canada* désigne toute personne née sur le territoire du Canada et inclut donc les enfants de non-citoyens (étrangers voyageant au Canada, demandeurs du statut de réfugié, etc.).

Une *région métropolitaine de recensement* est une unité géographique qui comprend un « noyau urbain » comptant au moins 100 000 habitants lors du recensement précédent, ainsi que les régions urbaines et rurales adjacentes présentant un haut degré d'intégration sociale et économique avec le noyau urbain.

à certains traits culturels acquis durant le processus de socialisation qui débute tôt dans la vie. Selon cette dernière hypothèse, et en tenant compte d'autres³, le taux de suicide chez les immigrants devrait s'approcher davantage du taux observé dans leur pays d'origine que de celui observé chez les personnes nées au Canada. En troisième lieu, un « effet de sélection » pourrait influencer sur le taux de suicide chez les immigrants puisque ceux-ci sont sélectionnés en fonction de critères liés à leur état de santé physique et mentale⁷⁻¹⁰.

Les taux de suicide chez les immigrants en provenance de 8 des 10 principaux pays d'origine des immigrants au Canada et ceux observés dans leur pays de naissance diffèrent significativement de ceux enregistrés chez les personnes nées au Canada, hommes et femmes confondus (les différences sont significatives au total et pour les hommes, mais non pour les femmes) (tableau 2). Donc, conformément à l'hypothèse « culturelle », les taux de suicide chez les immigrants s'apparentent davantage aux taux observés dans leur pays de naissance qu'à ceux associés aux personnes nées au Canada.

Cela ne signifie pas que les personnes nées au Canada ont un taux de suicide exceptionnellement élevé. Bien qu'il soit supérieur au taux comparatif agrégé pour l'ensemble des pays ayant transmis des données à l'Organisation mondiale de la Santé, il

est plus faible que celui déclaré par plusieurs pays européens en 1996, dont la Russie, la Hongrie, la Finlande, l'Autriche, et la France.

Écart moins prononcé entre les hommes et les femmes

Alors que les chercheurs admettent généralement que les tentatives de suicide sont plus fréquentes chez les femmes que chez les hommes^{11,12}, les hommes parviennent toutefois plus fréquemment à se donner la mort que les femmes. (Parmi les pays ayant transmis des données à l'Organisation mondiale de la Santé à la fin des années 1990, la seule exception est la Chine où le taux de suicide n'était pas plus élevé chez les hommes que chez les femmes.) En revanche, l'importance des écarts entre les taux de suicide des hommes et des femmes est variable.

Au Canada, l'écart entre les taux de suicide des hommes et des femmes est plus important chez les personnes nées au Canada que chez les immigrants. De 1995 à 1997, le taux de suicide a été quatre fois plus élevé chez les hommes que chez les femmes nés au Canada, tandis qu'il n'était « que » trois fois plus élevé dans le cas des immigrants (tableau 1). Cela vaut également pour la période allant de 1990 à 1992, et des observations comparables ont été faites dans des études antérieures³.

Le rapport hommes-femmes des suicides est de 2,7 pour les immigrants provenant des 8 (sur les 10) principaux pays d'origine, de 2,5 pour l'ensemble de ces pays d'origine et de 4,1 pour les personnes nées au Canada. Par conséquent, le rapport hommes-femmes des suicides calculé pour les immigrants s'approche plus de la valeur obtenue pour leur pays de naissance que de celle observée pour la population née au Canada.

La diversité des définitions culturelles du rôle de l'homme et de la femme et des conditions dans lesquelles vivent les hommes et les femmes dans les diverses sociétés pourrait expliquer les résultats qui précèdent. Cependant, l'analyse de tels facteurs dépasse le cadre de la présente étude.

Tableau 2

Taux comparatifs[†] de suicide chez les immigrants provenant de 8 des 10 principaux pays d'origine, chez la population de ces 8 pays et chez les personnes nées au Canada, selon le sexe, au milieu des années 1990

	Les deux sexes		Femmes
	Hommes	Femmes	
	Suicides pour 100 000 personnes		
Immigrants provenant de 8 des 10 principaux pays d'origine [‡]	8,8*	12,9*	4,9
Population de ces 8 pays d'origine [‡]	9,2*	13,4*	5,3
Personnes nées au Canada	13,3	21,6	5,3

Sources des données : Base canadienne de données sur l'état civil; Recensement de la population de 1996; Organisation mondiale de la Santé
[†] Normalisés en prenant pour référence la nouvelle population mondiale type (pour 2000 à 2025).

[‡] Royaume-Uni, Italie, États-Unis, Hong Kong, République populaire de Chine, Pologne, Allemagne et Portugal.

* Taux significativement différent de celui observé pour les personnes nées au Canada ($p < 0,05$).

Augmentation du risque avec l'âge

Bien que les médias aient tendance à accorder une attention particulière aux suicides commis par les jeunes, dans la plupart des pays, les taux de suicide augmentent avec l'âge. Le Canada fait exception à cette règle, puisque, parmi les personnes nées au Canada, le risque de suicide culmine chez les personnes de 35 à 44 ans, puis diminue et se stabilise (tableau 3). Ce profil global est comparable, dans l'ensemble, à celui observé chez les hommes nés au Canada. Par contre, chez les femmes nées au Canada, le tableau est légèrement différent, le taux de suicide culminant chez les personnes de 45 à 54 ans, pour diminuer ensuite aux âges plus avancés.

En revanche, le taux de suicide chez les immigrants augmente presque régulièrement avec l'âge, les taux les plus élevés étant ceux enregistrés chez les personnes âgées (17,9 pour 100 000 pour les personnes de 75 ans et plus de 1995 à 1997). Il en est ainsi pour les hommes et, dans une certaine mesure, pour les femmes, quoique chez celles-ci, le taux de suicide plafonne après 55 ans. Ces profils du taux de suicide selon l'âge s'observent de 1995 à

Tableau 3
Taux de suicide chez les immigrants et chez les personnes nées au Canada, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada, 1995 à 1997

	Les deux sexes		Hommes		Femmes	
	Immi- grants	Nés au Canada	Immi- grants	Nés au Canada	Immi- grants	Nés au Canada
	Suicides pour 100 000 personnes					
Taux bruts	9,9	13,9	15,0	22,3	5,0	5,6
Taux comparatifs†	7,9*	13,3	12,0*	21,6	4,0*	5,3
5 à 14 ans	0,7 [‡]	1,2	0,9 [‡]	1,6	0,5 [‡]	0,7
15 à 24 ans	6,8*	15,6	10,1*	25,7	3,5	4,9
25 à 34 ans	7,8*	18,3	12,3*	29,9	3,5*	6,4
35 à 44 ans	9,2*	21,5	14,4*	33,3	4,3*	9,6
45 à 54 ans	11,7*	21,0	18,0*	31,5	5,3*	10,5
55 à 64 ans	11,7*	15,7	15,6*	25,5	7,7	6,3
65 à 74 ans	12,7	13,1	18,8*	23,4	7,3*	4,6
75 ans et plus	17,9	14,0	32,9	30,6	7,7*	3,7

Sources des données : Base canadienne de données sur l'état civil; Recensement de la population de 1996

† Normalisés en prenant pour référence la nouvelle population mondiale type (pour 2000 à 2025).

‡ Nombre de cas trop faible pour tester la signification.

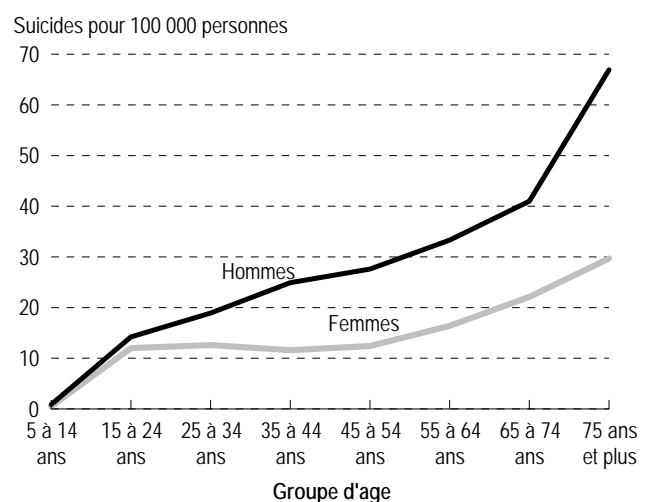
* Taux significativement différent de celui observé pour les personnes nées au Canada ($p < 0,05$).

1997 et de 1990 à 1992 (tableau B en annexe) et s'apparentent aux résultats d'analyses antérieures¹³.

La courbe du taux de suicide selon l'âge chez les immigrants, particulièrement les hommes, est semblable à la courbe mondiale publiée par l'Organisation mondiale de la Santé pour 1995, qui montre une augmentation des taux de suicide avec l'âge chez les hommes et chez les femmes (graphique 2). Les raisons pour lesquelles les personnes âgées pourraient être plus susceptibles que les jeunes de se donner la mort incluent l'isolement, la maladie physique ou mentale, le décès de personnes chères et, éventuellement, un sentiment d'inutilité¹⁴. Selon certains auteurs, l'interprétation sociale des divers âges de la vie (ce que veut dire être jeune ou vieux) est relative¹⁵. Cela pourrait en quelque sorte expliquer les différences observées entre les distributions des taux de suicide chez les immigrants et chez les Canadiens de souche. Cependant, ces questions dépassent le cadre de la présente analyse.

Pour les immigrants provenant des 8 principaux pays d'origine, la courbe du taux de suicide selon l'âge est légèrement différente de celle observée au sein de leur population de naissance. Le taux chez les immigrants augmente avec l'âge, mais par étape

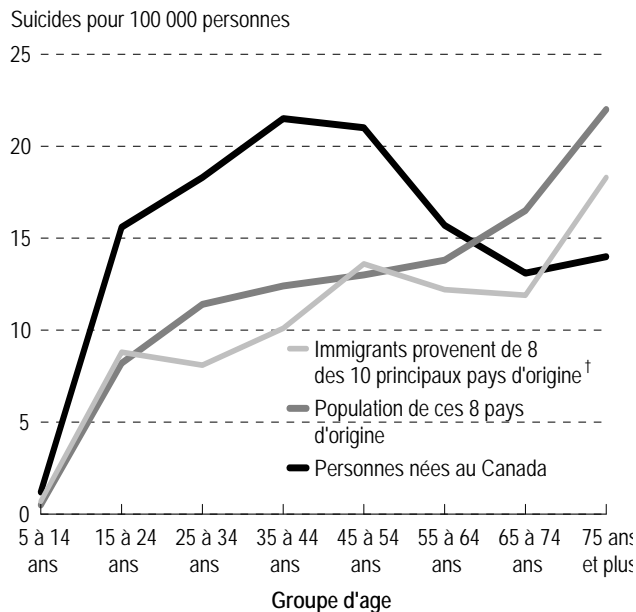
Graphique 2
Taux de suicide pour l'ensemble des pays transmettant des données à l'Organisation mondiale de la Santé, selon le groupe d'âge et le sexe, 1995



Source des données : Organisation mondiale de la Santé

Graphique 3

Taux de suicide chez les immigrants provenant de 8 des 10 principaux pays d'origine, chez la population de ces 8 pays et chez les personnes nées au Canada, selon le groupe d'âge, milieu des années 1990



Sources des données : Base canadienne de données sur l'état civil; Recensement de la population de 1996; Organisation mondiale de la Santé
[†] Royaume-Uni, Italie, États-Unis, Hong Kong, République populaire de Chine, Pologne, Allemagne et Portugal.

plutôt que régulièrement, et baisse légèrement chez les personnes de 55 à 74 ans (graphique 3). Quoiqu'il en soit, la courbe ressemble davantage à celle observée dans les pays de naissance de ces immigrants qu'à celle établie pour les personnes nées au Canada.

Vivre à Toronto, à Montréal ou à Vancouver a un effet « protecteur »

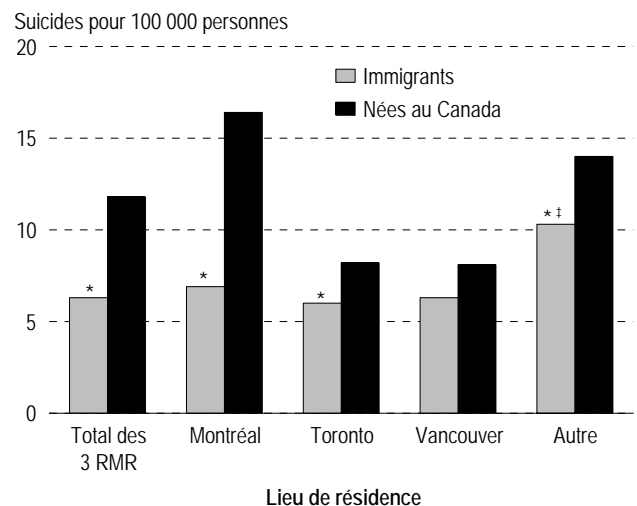
Au Canada, la population d'immigrants se concentre dans les grandes régions urbaines. En 1996, plus de 80 % des immigrants vivaient dans l'une des 25 régions métropolitaines de recensement (RMR), comparativement à environ 60 % des personnes nées au Canada. Plus de 60 % des immigrants vivaient à Toronto, à Montréal ou à Vancouver (contre 27 % des personnes nées au Canada) et, à elle seule, Toronto abritait près de 2 millions de personnes nées à l'étranger, c'est-à-dire plus de 35 % de la population d'immigrants du Canada. Près du

tiers des habitants regroupés de ces trois villes étaient nés à l'extérieur du Canada et l'ajout de leurs descendants ferait encore augmenter la proportion.

Les taux de suicide sont moins élevés chez les immigrants établis à Toronto, à Montréal et à Vancouver que chez ceux vivant ailleurs au Canada (graphique 4). De 1995 à 1997, le taux comparatif de suicide était de 5,9 pour 100 000 pour les immigrants des trois RMR regroupées, alors qu'il était de 9,9, soit presque le double, pour ceux vivant ailleurs. En outre, l'ampleur du suicide chez les immigrants est sensiblement la même dans chacune de ces villes. L'existence de collectivités ethnoculturelles dans chacune d'elles pourrait expliquer en partie ces taux assez faibles. La remarque faite par Émile Durkheim il y a plus de 100 ans, à savoir que le suicide est inversement proportionnel au degré d'intégration du groupe social auquel appartient l'individu, pourrait probablement s'appliquer ici¹⁶.

Graphique 4

Taux comparatifs[†] de suicide chez les immigrants et chez les personnes nées au Canada, selon le lieu de résidence, Canada, 1995 à 1997



Sources des données : Base canadienne de données sur l'état civil; Recensement de la population de 1996

[†] Normalisés en prenant pour référence la nouvelle population mondiale type (pour 2000 à 2025).

[‡] Taux significativement différent de celui observé pour les immigrants à Montréal, à Toronto et à Vancouver ($p < 0,05$).

* Taux significativement différent de celui observé pour les personnes nées au Canada ($p < 0,05$).

L'effet « protecteur » de la zone urbaine ne s'étend pas à la population née au Canada si l'on considère l'ensemble des trois villes en raison de l'ampleur du phénomène à Montréal. Les taux de suicide des personnes nées au Canada établies à Toronto, à Montréal ou à Vancouver semblent refléter les situations provinciales respectives. Selon une étude récente¹², le taux de suicide est inférieur à la moyenne nationale en Ontario et en Colombie-Britannique, tandis que le Québec présente le taux provincial le plus élevé. Par conséquent, les taux comparatifs sont

plus faibles pour les personnes nées au Canada qui habitent les régions métropolitaines de Vancouver et de Toronto que pour celles vivant à l'extérieur de ces régions, et l'écart entre les deux villes est faible. Par ailleurs, le taux est anormalement élevé chez les personnes nées au Canada établies à Montréal.

Limites

L'étude s'applique uniquement aux années de recensement (1991 et 1996) et le petit nombre de suicides commis par les immigrants (environ 500 par année) a limité l'analyse.

Les populations utilisées dans les dénominateurs des taux de suicide n'incluent pas les personnes vivant en établissement, parce que le questionnaire de recensement s'adressant à ces personnes ne contient pas de question sur le lieu de naissance.

Puisque certains suicides sont vraisemblablement déclarés comme étant des décès accidentels ou des décès de cause inconnue, les chiffres présentés ici pourraient être sous-estimés. Par ailleurs, le concept de décès par « traumatisme autoinfligé » de la *Classification internationale des maladies, neuvième révision* pourrait produire une surestimation du nombre de suicides à cause du dénombrement de personnes qui se sont donné la mort par accident.

Les résultats des comparaisons internationales des taux de suicide doivent être interprétés avec prudence. En principe, tous les pays déclarants emploient le même système de classification des décès, mais les chiffres recueillis par l'Organisation mondiale de la Santé ne permettent que des comparaisons limitées, à cause de différences dans les méthodes d'enregistrement des suicides, dans la couverture du phénomène et dans les chiffres de population utilisés aux dénominateurs pour calculer les taux. Enfin, quoiqu'elle simplifie les comparaisons et permette de mettre les résultats obtenus en perspective, la méthode utilisée pour produire l'ensemble de données pondérées pour le groupe des 8 principaux pays d'origine des immigrants n'est pas parfaite (l'Europe étant, notamment, surreprésentée).

Mot de la fin

Le profil du suicide n'est pas le même chez les immigrants que chez les personnes nées au Canada. Les immigrants, aussi bien de sexe masculin que féminin, sont moins susceptibles de se suicider que les personnes nées au Canada. En outre, bien qu'une proportion plus forte d'hommes que de femmes se donnent la mort, l'écart est plus faible chez les immigrants. Chez les personnes nées à l'étranger, le taux de suicide augmente avec l'âge, comme cela est généralement le cas dans d'autres pays, tandis que chez celles nées au Canada, le suicide semble être un phénomène « plus jeune ».

Le profil statistique du suicide chez les immigrants ressemble davantage à celui observé dans les pays d'origine de ces immigrants qu'à celui observé chez les personnes nées au Canada. Cependant, il faudrait faire des comparaisons internationales plus détaillées, visant un plus grand nombre de pays et de périodes, pour corroborer et étoffer ces conclusions.

Les immigrants établis à Toronto, à Montréal ou à Vancouver semblent bénéficier d'une « protection » supplémentaire contre le suicide. Outre l'éventuel effet de sélection, l'environnement dans lequel s'établissent les immigrants pourrait donc influencer sur leur taux de suicide. Il se pourrait que l'intégration sociale des nouveaux venus soit meilleure dans les régions où il existe de grandes collectivités d'immigrants. ●

Références

- P.J. Aspinall, « Suicide amongst Irish migrants in Britain: a review of the identity and integration hypothesis », *The International Journal of Social Psychiatry*, 48(4), 2002, p. 290-304.
- G.K. Singh et M. Siahpush, « All-cause and cause-specific mortality of immigrants and native born in the United States », *American Journal of Public Health*, 91(3), 2001, p. 392-399.
- F. Trovato, « Immigrant suicide in Canada », *Suicide in Canada*, publié sous la direction de A.A. Leenaars, S. Wenckstern, I. Sakinofsky, et al., University of Toronto Press, 1998, p. 85-107.
- National Center for Health Statistics, *National Vital Statistics Report*, 49(1), 2001, p. 94-97.
- Organisation mondiale de la Santé, *Annuaire de statistiques sanitaires mondiales*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1996. (Après 1996 : WHO mortality database, disponible à : <http://www3.who.int/whosis/menu.cfm?path=whosis,mort&language=english>), site consulté le 16 avril 2003.
- 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.
- J. Ali, « La santé mentale des immigrants au Canada », *Rapports sur la santé*, 13(supplément), 2002, p. 113-124 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- C.E. Pérez, « État de santé et comportements influant sur la santé des immigrants », *Rapports sur la santé*, 13(supplément), 2002, p. 99-112 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- J. Chen, R. Wilkins et E. Ng, « Espérance de santé selon le statut d'immigrant, 1986 et 1991 », *Rapports sur la santé*, 8(3), 1996, p. 31-41 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- J. Chen, E. Ng et R. Wilkins, « La santé des immigrants au Canada en 1994-1995 », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 37-50 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- S. Langlois et P. Morrison, « Suicides et tentatives de suicide », *Rapports sur la santé*, 13(2) 2002, p. 9-25 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- J. Baechler, *Les suicides*, Paris, Calmann-Lévy, 1975.
- J. Strachan, M. Nargundkar, H. Johansen *et al.*, « Taux de mortalité par suicide au Canada : première génération d'immigrants et personnes nées au Canada », *Rapports sur la santé*, 2(4), 1990, p. 327-341 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- Santé Canada, *Le suicide au Canada : Mise à jour du Rapport du Groupe d'étude sur le suicide au Canada* (n° H39-107/1995F au catalogue), Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services Canada, 1994.
- L. Chauvel, « L'uniformisation du taux de suicide masculin selon l'âge : effet de génération ou recomposition du cycle de vie? », *Revue française de sociologie*, 38(octobre-décembre), 1997.
- E. Durkheim, *Le suicide : étude de sociologie*, 10^e édition, Paris, Quadrise/P.U.F., 1986.

Annexe

Tableau A

Nombre annuel moyen de suicides, immigrants et personnes nées au Canada, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada, 1990 à 1992 et 1995 à 1997

	Immigrants						Nées au Canada					
	Les deux sexes		Hommes		Femmes		Les deux sexes		Hommes		Femmes	
	1990-1992	1995-1997	1990-1992	1995-1997	1990-1992	1995-1997	1990-1992	1995-1997	1990-1992	1995-1997	1990-1992	1995-1997
Total	497	535	369	395	128	140	3 063	3 328	2 455	2 659	608	669
5 à 14 ans	2	2	2	1	0	1	29	43	21	30	8	13
15 à 24 ans	36	36	27	27	9	9	569	543	482	460	87	83
25 à 34 ans	73	74	55	57	18	17	808	701	663	579	144	121
35 à 44 ans	90	94	69	71	21	23	676	848	519	660	157	188
45 à 54 ans	88	113	61	87	27	26	401	585	310	438	91	148
55 à 64 ans	80	82	64	55	16	27	283	285	223	227	61	58
65 à 74 ans	61	74	39	52	22	22	189	192	147	156	43	37
75 ans et plus	67	61	51	45	16	15	107	130	90	109	17	21

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

Nota : Quatre suicides de personnes nées au Canada ont été exclus parce que des renseignements manquaient. Pour 1990 à 1992, l'âge et le lieu de naissance étaient inconnus pour deux suicides; et pour 1995 à 1997, l'âge et le sexe étaient inconnus pour deux suicides. Les chiffres ayant été arrondis, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

Tableau B

Taux de suicide chez les immigrants et chez les personnes nées au Canada, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada, 1990 à 1992 et 1995 à 1997

	Les deux sexes		Hommes		Femmes	
	Immi- grants	Nés au Canada	Immi- grants	Nés au Canada	Immi- grants	Nées au Canada
Suicides pour 100 000 personnes						
1990 à 1992						
Taux bruts	9,5	13,5	14,3	21,8	4,8	5,4
Taux comparatifs [†]	7,3*	13,1	11,1*	21,3	3,7*	5,2
5 à 14 ans	0,7	0,8	1,3	1,2	0,0	0,5
15 à 24 ans	5,4	16,4	7,8	27,2	2,9	5,2
25 à 34 ans	6,9	19,4	10,7	31,5	3,1	7,1
35 à 44 ans	8,6	19,6	13,4	30,0	3,9	9,1
45 à 54 ans	10,8	18,2	14,8	28,1	6,7	8,3
55 à 64 ans	12,3	16,1	19,2	26,1	5,1	6,6
65 à 74 ans	12,5	13,7	17,1	23,6	8,5	5,6
75 ans et plus	20,9	13,9	39,4	30,1	8,1	3,7
1995 à 1997						
Taux bruts	9,9	13,9	15,0	22,3	5,0	5,6
Taux comparatifs [†]	7,9*	13,3	12,0*	21,6	4,0*	5,3
5 à 14 ans	0,7	1,2	0,9	1,6	0,5	0,7
15 à 24 ans	6,8	15,6	10,1	25,7	3,5	4,9
25 à 34 ans	7,8	18,3	12,3	29,9	3,5	6,4
35 à 44 ans	9,2	21,5	14,4	33,3	4,3	9,6
45 à 54 ans	11,7	21,0	18,0	31,5	5,3	10,5
55 à 64 ans	11,7	15,7	15,6	25,5	7,7	6,3
65 à 74 ans	12,7	13,1	18,8	23,4	7,3	4,6
75 ans et plus	17,9	14,0	32,9	30,6	7,7	3,7

Sources des données : Base canadienne de données sur l'état civil; recensements de la population de 1991 et 1996

Nota : Quatre suicides de personnes nées au Canada ont été exclus parce que des renseignements manquaient. Pour 1990 à 1992, l'âge et le lieu de naissance étaient inconnus pour deux suicides; et pour 1995 à 1997, l'âge et le sexe étaient inconnus pour deux suicides.

[†] Normalisés en prenant pour référence la nouvelle population mondiale type (pour 2000 à 2025).

* Taux significativement différent de celui observé pour les personnes nées au Canada ($p < 0,05$).

Tableau C

Nombre annuel moyen de suicides et taux brut de suicide chez les immigrants, selon le lieu de naissance, Canada, 1995 à 1997

Lieu de naissance	Nombre annuel moyen	Taux brut	Taux comparatif [†]
Suicides pour 100 000 personnes			
Canada	3 328	13,9	13,3
Étranger	535	9,9	7,9
Europe	353	14,3	10,9
Pologne	38	18,9	...
Allemagne	37	18,3	...
Royaume-Uni	86	12,5	...
Italie	34	9,8	...
Portugal	14	8,1	...
Autres pays européens	145	16,7	...
Océanie [‡] et autre	6	12,2	...
Amériques et Caraïbes	62	6,9	6,0
États-Unis	31	10,8	...
Amérique centrale et du Sud	18	5,7	...
Caraïbes et Bermudes	13	4,3	...
Afrique	16	6,1	...
Asie	98	5,6	5,3
Inde	18	7,1	...
République populaire de Chine	22	8,7	...
Asie de l'Ouest, Asie centrale et Moyen-Orient	11	4,8	...
Hong Kong	10	3,7	...
Philippines	7	3,6	...
Autres pays d'Asie	29	5,6	...

Sources des données : Base canadienne de données sur l'état civil; Recensement de la population de 1996

Nota : Deux suicides de personnes nées au Canada ont été exclus parce que les renseignements sur l'âge manquaient. Étant donné les petits nombres de cas, la variabilité des taux comparatifs selon le pays ou le continent de naissance n'a pu être calculée que pour le Canada, l'Europe, les Amériques et les Caraïbes, ainsi que l'Asie.

[†] Normalisés en prenant pour référence la nouvelle population mondiale type (pour 2000 à 2025).

[‡] Australie, Nouvelle-Zélande et Îles du Pacifique.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Les principaux cancers – évolution de la survie relative à cinq ans

Larry F. Ellison et Laurie Gibbons

Résumé

Objectifs

L'étude examine les variations des ratios de survie relative à cinq ans aux cancers de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon. Les ratios associés aux cas diagnostiqués entre 1985 et 1987 sont comparés aux ratios liés aux cas diagnostiqués entre 1992 et 1994. L'analyse compare finalement l'incidence de ces cancers et la mortalité liée à ces cancers entre 1985 et 1999 à l'évolution de la survie relative.

Sources des données

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

Techniques d'analyse

L'analyse a été réalisée par la méthode du maximum de vraisemblance d'Estève. Les ratios normalisés selon l'âge (comparatifs) ont été calculés pour une forme particulière de cancer en pondérant les ratios selon l'âge en fonction de la répartition par âge des personnes atteintes de cette forme particulière de cancer. Des tests statistiques ont été utilisés pour comparer, respectivement, les ratios selon l'âge et les ratios comparatifs observés pour les deux périodes de référence. Le calcul des estimations nationales n'inclut ni le Québec ni le Nouveau-Brunswick.

Principaux résultats

Entre 1985 à 1987 et 1992 à 1994, les hausses des ratios comparatifs de survie relative à cinq ans ont été impressionnantes pour le cancer de la prostate, considérables pour le cancer du sein, et quelque peu moindres pour le cancer du côlon et du rectum. Les ratios concernant le cancer du poumon n'ont toutefois connu qu'une faible variation absolue.

Mots-clés

Analyse de survie, taux/ratios de survie.

Auteurs

Larry F. Ellison (613-951-5244; Larry.Ellison@statcan.ca) et Laurie Gibbons (613-951-4426; Laurie.Gibbons@statcan.ca) travaillent à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Au cours des dernières décennies, d'importants progrès ont été réalisés dans le domaine du dépistage précoce, du diagnostic et du traitement du cancer¹. Le pronostic d'un patient atteint du cancer dépend de plusieurs facteurs. Certains de ceux-ci sont des caractéristiques personnelles du malade impossibles à modifier, comme l'âge, le sexe ou le groupe ethnique. Par contre, d'autres, comme la précocité du diagnostic et les modalités de traitement, peuvent influencer l'évolution de la maladie.

Les programmes de lutte contre le cancer visent à réduire le fardeau de la maladie. À l'échelle de la population, cela signifie réduire le nombre de nouveaux cas et de décès; les mesures à court terme incluent la prolongation de la survie et l'amélioration de la qualité de la vie des patients². Comme elles sont fondées sur l'expérience d'un groupe très hétérogène de personnes, les estimations du taux de survie à l'échelle de la population représentent des indicateurs « moyens » utiles de l'efficacité des efforts relatifs au diagnostic précoce et au traitement du cancer, et peuvent être utilisées pour faire des comparaisons entre populations ou au cours du temps³.

Méthodologie

Sources des données

Les données sur les cas de cancer proviennent de deux sources : le Registre canadien du cancer (RCC), base de données dynamique, axée sur la personne, qui contient des renseignements sur les cas diagnostiqués depuis 1992, et son prédécesseur, le Système national de déclaration des cas de cancer (SNDCC), base de données fixe, axée sur les tumeurs, contenant des renseignements sur les cas dont le diagnostic remonte jusqu'à 1969. Ces bases de données sont tenues à jour par Statistique Canada et contiennent des renseignements tirés des rapports transmis par les registres provinciaux et territoriaux du cancer. Les données sur la mortalité proviennent de la Base canadienne de données sur la mortalité (également tenue à jour par Statistique Canada), qui se fonde sur les renseignements transmis par les bureaux provinciaux et territoriaux de l'état civil. L'analyse repose également sur les tables de survie établies par Statistique Canada pour le Canada et les provinces.

Techniques d'analyse

Deux fichiers distincts ont été créés. Le premier comprenait tous les cas de tumeur invasive diagnostiqués entre 1992 et 1994 et qui, en septembre 2002, figuraient dans le RCC; le deuxième comprenait tous les cas de tumeur invasive diagnostiqués de 1985 à 1987 et figurant dans le SNDCC. Des périodes de trois ans ont été utilisées pour pouvoir produire des estimations plus stables, donc plus comparables, de la survie que celles qui auraient été obtenues pour une seule année (par exemple, 1985 et 1994). La définition des cas de tumeur invasive se fonde sur les codes 140 à 208 (sauf le code 173, cancer de la peau autre que le mélanome) de la *Classification internationale des maladies, 9^e édition*⁴. Les pratiques de codage des cas repris sous le code 233.7, tumeur *in situ* de la vessie, n'étant pas uniformes au fil du temps, ces cas ont été considérés comme éventuellement invasifs et également inclus dans l'analyse.

Le statut vital au cours des cinq premières années du suivi a été déterminé par couplage des enregistrements du fichier d'analyse à ceux de la Base canadienne de données sur la mortalité ou d'après des renseignements déclarés au RCC par les registres provinciaux ou territoriaux du cancer. Pour les décès déclarés par un registre provincial ou territorial, mais non confirmés par couplage des enregistrements, la personne a été présumée décédée à la date indiquée par la province ou le territoire déclarant. Les cas de ce genre représentent 0,6 % (302 sur 53 298) et 0,6 % (369 sur 61 597) du nombre total de décès survenus chez des sujets admissibles dont la tumeur avait été diagnostiquée entre 1985 et 1987, et entre 1992 et 1994, respectivement. Bien qu'il ne permette pas de confirmer catégoriquement la complétude du dépistage des cas de décès, le couplage informatisé des enregistrements aux fins de suivi donne des résultats comparables, voire supérieurs, à ceux du suivi actif⁵.

Pour les patients figurant dans l'un ou l'autre fichier d'analyse chez lesquels plus d'une tumeur invasive avaient été diagnostiquées, seul l'enregistrement portant la date de diagnostic la plus ancienne a été retenu. Les enregistrements correspondant à des patients chez lesquels une tumeur primaire invasive avait été diagnostiquée avant 1985 ou avant 1992 ont été exclus de l'analyse pour 1985 à 1987 et pour 1992 à 1994, respectivement. Pour obtenir les antécédents (1969 à 1991) pour les cas diagnostiqués entre 1992 et 1994, les données du RCC ont été couplées à celles de la base de données du SNDCC. Pour l'Ontario, le numéro provincial de série des tumeurs a été utilisé pour déterminer, pour chaque patient, si une tumeur primaire invasive avait été diagnostiquée avant 1992. Les antécédents (1969 à 1984) pour les cas diagnostiqués entre 1985 et 1987, y compris ceux de l'Ontario, ont été obtenus de la même façon que pour les cas diagnostiqués entre 1992 et 1994.

L'analyse a été limitée aux cas de cancer de la prostate (code 185 de la CIM-9), du sein chez la femme (code 174), du côlon et du rectum

(codes 153 et 154) et du poumon (code 162). Ont été exclus les enregistrements pour lesquels l'année de la naissance ou du décès était inconnue, l'âge du patient au moment du diagnostic était inférieur à 15 ans ou supérieur à 99 ans, le diagnostic avait été établi par autopsie ou d'après le certificat de décès uniquement (CDU) ou la date de diagnostic de la tumeur était ultérieure à la date du décès (durée de survie négative). Lors des deux analyses, la majorité des enregistrements rejetés correspondaient à des cas diagnostiqués par autopsie ou d'après le CDU (tableaux A à D en annexe). Pour les cas où le jour/mois du diagnostic et (ou) le jour/mois du décès manquaient, la durée de la survie a été estimée⁶. Le pourcentage d'enregistrements de ce genre était plus élevé lors de la première période que de la deuxième (5,0 % pour 1985 à 1987 contre 3,4 % pour 1992 à 1994).

Les deux analyses ont été réalisées au moyen du module *strel* de STATA 6.0², c'est-à-dire un module programmable par l'utilisateur qui applique la méthode du maximum de vraisemblance d'Estève⁷. Comme le programme exclut automatiquement les cas pour lesquels le nombre de jours de survie est nul, une journée de survie a été ajoutée lorsque les dates du diagnostic et du décès étaient les mêmes (sauf pour les cas rejetés antérieurement parce que le diagnostic avait été posé par autopsie ou d'après le CDU). Les cas de décès ont été regroupés par intervalles selon la méthode actuarielle d'analyse de survie suivante : intervalles de 3 mois pour la première année de suivi, puis intervalles de 6 mois pour les quatre autres années, ce qui donne en tout 12 intervalles. Un plus grand nombre d'intervalles ont été utilisés durant la première année de suivi, parce que la méthode actuarielle se fonde sur l'hypothèse selon laquelle la répartition des décès est approximativement uniforme dans chaque intervalle et que la mortalité est souvent plus élevée durant la première année.

L'estimation de la survie relative se fait en comparant les proportions observées et prévues de cas de survie. Les proportions prévues de cas de survie utilisées pour calculer les ratios nationaux et provinciaux de survie relative ont été déterminées par année d'âge d'après les tables provinciales de survie selon l'âge publiées par Statistique Canada⁸⁻¹⁰. Comme seules les tables de survie pour la période de 1995 à 1997 étaient établies jusqu'à l'âge de 99 ans, les tables de survie pour les périodes de 1985 à 1987 et de 1990 à 1992 ont été prolongées de 85 à 99 ans selon la méthode proposée par Dickman *et al.*¹¹. Les tables de survie déployées dépendent de l'année du diagnostic; ainsi, la table de survie établie pour la période de 1995 à 1997 a été utilisée pour comparer les cas diagnostiqués en 1994.

Le calcul des ratios comparatifs (c.-à-d. normalisés selon l'âge) de survie relative pour un siège particulier de cancer a été fait par pondération des ratios selon l'âge d'après la répartition selon l'âge des personnes chez lesquelles avait été diagnostiquée cette forme de cancer. La population type utilisée par Ellison et Gibbons⁶ a été choisie comme population de référence pour le calcul des ratios comparatifs. L'estimation comparative de la survie relative au cancer de la prostate calculée pour l'Île-du-Prince-Édouard pour les cas diagnostiqués de 1985 à 1987 correspond à la moyenne pondérée des ratios de survie relative observés pour les quatre groupes d'âge les plus avancés, car il n'existait aucun cas admissible de cancer de la prostate pour le groupe d'âge le plus jeune pour cette province durant la période en question. Les intervalles de confiance pour les ratios comparatifs ont été obtenus par transformation bilogarithmique. Les ratios provinciaux non comparatifs ont aussi été calculés pour les quatre principaux sièges de cancer (tableau E en annexe).

Les ratios comparatifs de survie relative à cinq ans calculés pour les cas diagnostiqués de 1985 à 1987 ont été comparés aux ratios correspondant calculés pour les cas diagnostiqués de 1992 à 1994 au moyen d'un test statistique¹² qui a été réalisé sur une échelle bilogarithmique. Ce test suppose que la différence entre les deux ratios de survie relative divisée par la racine carrée de la somme de leur variance suit une loi approximativement normale.

Les tendances des taux de survie au cancer donnent une idée de la mesure dans laquelle les progrès relatifs à la précocité du diagnostic et au traitement ont amélioré la survie des patients et pourraient refléter la mesure dans laquelle la population a accès à ces services². La comparaison des taux de survie aide aussi à définir les priorités et les mesures qui doivent être prises pour améliorer la survie des malades¹³.

L'évolution des taux de survie au cancer au cours du temps a été étudiée dans plusieurs pays européens pour évaluer l'effet des changements concernant le diagnostic et le traitement^{2,11,14}. Un rapport canadien publié récemment porte sur la survie relative à cinq ans chez les personnes atteintes d'un cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum ou du poumon⁶. Ce rapport fournit les premières estimations de la survie relative à cinq ans au Canada, mais l'évaluation des effets des progrès diagnostiques et thérapeutiques au cours du temps doit se faire de préférence en comparant les taux de survie au cancer à des données de référence chronologiques.

La présente analyse a pour objectif de comparer la survie relative à cinq ans observée pour les cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum et du poumon diagnostiqués de 1985 à 1987 à celle observée pour les cas diagnostiqués de 1992 à 1994. Au moment de l'analyse, ces périodes étaient les plus récentes pour lesquelles il était possible de calculer des estimations nationales de la survie à cinq ans (voir *Méthodologie* et *Limites*). Les sièges de cancer choisis pour l'analyse sont les quatre sièges les plus courants de tumeurs diagnostiquées au Canada. Les comparaisons sont présentées pour les estimations nationales selon l'âge (Québec et Nouveau-Brunswick non compris) et pour les estimations provinciales comparatives, c'est-à-dire normalisées selon l'âge. Les taux d'incidence et de mortalité observés de 1980 à 1999 sont également examinés pour déterminer la nature de la variation de la survie relative au cours du temps.

Augmentation de la survie au cancer de la prostate

Le ratio comparatif de survie relative à cinq ans pour le cancer de la prostate a augmenté

spectaculairement, passant de 73 % pour les hommes chez lesquels ce cancer a été diagnostiqué entre 1985 et 1987 à 89 % pour ceux chez lesquels il a été diagnostiqué entre 1992 et 1994 (tableau 1). L'augmentation s'observe dans toutes les provinces et dans tous les groupes d'âge.

La survie relative au cancer de la prostate a continué d'être plus faible chez les hommes âgés et chez les hommes jeunes que chez les autres. Durant les deux périodes, elle était plus faible chez les hommes de 15 à 54 ans que chez ceux des deux groupes d'âge suivants. D'autres études ont montré que la survie au cancer de la prostate est moins bonne chez les hommes jeunes^{15,16}, peut-être à cause du type de tumeur dont ces derniers sont atteints¹⁶. L'augmentation absolue la plus faible de la survie relative, soit 11 %, a été observée pour le groupe des 85 à 99 ans.

L'augmentation des ratios provinciaux de survie relative, qui est significative pour chaque province, varie d'une augmentation absolue de 8 % en Alberta à 21 % au Manitoba ainsi qu'à l'Île-du-Prince-Édouard. Comparativement au reste du Canada, l'utilisation du test de l'antigène prostatique spécifique (APS) a été moins fréquente en Alberta¹⁷, ce qui pourrait expliquer l'augmentation assez faible de la survie relative observée pour cette province. Avant l'avènement du dépistage par dosage de l'APS, le recours à la prostatectomie transurétrale pour traiter les symptômes d'hypertrophie prostatique bénigne a fait augmenter le nombre de tumeurs de la prostate diagnostiquées au Canada et aux États-Unis^{18,19}. Les variations interprovinciales de la survie au cancer de la prostate chez les hommes dont la tumeur a été diagnostiquée entre 1985 et 1987 pourraient être dues aux différences dans le recours à la prostatectomie transurétrale durant cette période. De même, les différences entre les taux de dépistage par dosage de l'APS pourraient être à l'origine des variations interprovinciales des ratios de survie relative au cancer de la prostate pour les cas diagnostiqués de 1992 à 1994.

Le recours au dosage de l'APS pour diagnostiquer le cancer de la prostate s'est généralisé au Canada aux alentours de 1990. Parallèlement, l'incidence du cancer de la prostate a augmenté de façon

Limites

Un couplage interne des enregistrements au niveau national (Québec non compris) est exécuté régulièrement sur les données du Registre canadien du cancer (RCC) pour repérer et éliminer les enregistrements en double. Ce processus n'a pu être appliqué qu'au niveau régional sur les données du Système national de déclaration des cas de cancer (SNDCC); par conséquent, il se pourrait que des enregistrements en double, émis par deux régions différentes, existent. Cependant, rien n'indique que ces enregistrements en double donneraient lieu à une surprésentation des cas de survie élevée ou faible et rendraient donc la répartition de la survie asymétrique. Il est également peu probable que les cas supplémentaires donnent lieu à des intervalles de confiance plus étroits pour les estimations de la survie, car le pourcentage intrarégional d'enregistrements en double est assez faible et que le pourcentage interrégional serait vraisemblablement considérablement plus faible. Il se pourrait qu'une personne enregistrée comme atteinte d'une tumeur dans une région, mais chez laquelle une tumeur primaire avait antérieurement été diagnostiquée dans une autre région, n'ait pas été reconnue comme telle et soit par conséquent incluse dans l'analyse. Toutefois, selon les données du RCC, les personnes chez lesquelles un diagnostic de tumeur invasive avait été rendu dans plus d'une province sont rares, même parmi celles chez lesquelles on compte plus d'une tumeur invasive.

Les différences de complétude et de disponibilité des données sur les variables de couplage empêchent de procéder de façon identique au couplage des enregistrements de cas de cancer aux enregistrements de décès pour le SNDCC et le RCC. Cependant, tous les efforts ont été déployés pour réaliser le processus de couplage de la même façon sur les deux bases de données. Par exemple, les seuils de couplage ont été fixés de sorte que les probabilités de couplages faussement positifs et de couplages manqués de cas de cancer aux cas de décès soient les mêmes pour les deux périodes de référence.

Bien que le SNDCC contienne des données sur l'incidence du cancer remontant aussi loin que 1969, des problèmes concernant la qualité des données recueillies avant 1985 empêchent de procéder, pour ces données, à une analyse nationale, ou quasi nationale, de la survie comparable à celle réalisée sur les données du RCC. Par conséquent, la période de 1985 à 1987 a été choisie comme période de référence.

Les données du Nouveau-Brunswick n'ont pas été incluses dans les comparaisons des ratios de survie relative. À cause de valeurs manquantes pour les variables de couplage clés parmi les cas diagnostiqués dans cette province de 1985 à 1987, il n'a pas été possible de réaliser un couplage exact des cas aux enregistrements de la Base canadienne de données sur la mortalité, donc de procéder à une analyse valable de la survie. Les données du Québec ont également été exclues de l'analyse en raison de problèmes de couplage d'enregistrements et parce que la méthode de confirmation de la date du diagnostic appliquée par cette province diffère considérablement de celle suivie par les autres registres provinciaux du cancer.

Les résultats ne sont pas présentés pour les territoires, car le nombre de cas n'était pas suffisant pour permettre l'analyse; cependant, les estimations des taux nationaux en tiennent compte.

Pour l'Île-du-Prince-Édouard, le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest, les taux prévus de survie pour les deux périodes ont été calculés d'après les tables de survie pour le Canada, car il n'a pas été possible de produire des estimations stables par année d'âge à cause de la petite taille des populations. Cela ne devrait toutefois pas biaiser les estimations nationales, puisque ces trois régions regroupées ne représentent que 0,9 % et 0,8 % des cas admissibles pour 1992 à 1994 et 1985 à 1987, respectivement.

La convention établie antérieurement afin d'identifier rétrospectivement les cas enregistrés dans le SNDCC d'après le certificat de décès uniquement (CDU) en se fondant sur la méthode originale de diagnostic, la source de l'enregistrement et la province déclarante a été suivie, parce que le SNDCC ne comportait pas l'option CDU comme méthode de diagnostic. Bien que ces critères soient considérés comme assez rigoureux, des cas pourraient avoir été classés incorrectement dans la catégorie CDU ou non CDU. Les cas CDU ont été exclus de l'analyse de la survie relative, car la date du diagnostic, donc la durée de survie, reste inconnue. La survie « réelle » des cas enregistrés d'après le certificat de décès uniquement est généralement moins longue que celle observée pour les cas inscrits dans le registre¹⁴. L'exclusion des cas CDU pourrait avoir donné lieu à une augmentation des ratios de survie relative, particulièrement pour les provinces où la proportion de cas CDU est forte. Cependant, la surestimation est, en général, faible¹⁴.

La survie relative au cancer est définie comme étant le ratio de la survie observée pour un groupe particulier de cancéreux à la survie que l'on s'attendrait à observer pour les membres de la population en général considérés comme virtuellement exempts de la forme de cancer en question, mais ayant les mêmes caractéristiques principales associées à la survie (comme le sexe, l'âge, le lieu de résidence) que le groupe de cancéreux¹⁵. Idéalement, les personnes atteintes d'un cancer du poumon devraient également être comparées à la population générale en ce qui concerne la situation d'usage du tabac, car la plupart sont des fumeurs ou des anciens fumeurs et qu'il est reconnu que l'usage du tabac réduit l'espérance de vie. Cependant, il n'existe pas de tables de survie en fonction de la situation d'usage du tabac. Les ratios de survie relative au cancer du poumon seraient vraisemblablement plus élevés s'ils étaient calculés d'après des tables de survie tenant compte de la situation d'usage du tabac, mais une étude antérieure montre que la correction de la survie prévue pour tenir compte de la mortalité excédentaire liée à l'usage du tabac ne fait augmenter l'estimation de la survie relative que de 1 % ou moins²⁰.

Les données sur le stade de la maladie au moment du diagnostic ne figurent pas dans le RCC; par conséquent, il est impossible d'estimer la survie en fonction du stade de la tumeur au moment du diagnostic pour évaluer l'efficacité des programmes de dépistage précoce du cancer. En attendant que des données sur le stade des tumeurs soient disponibles à l'échelle nationale, seules des inférences sur les effets éventuels conjugués du moment du diagnostic et du traitement sont possibles.

Enfin, les résultats des comparaisons statistiques des ratios comparatifs de survie relative à cinq ans, tant à l'échelle provinciale que nationale, entre les deux périodes de référence n'ont pas été corrigées pour tenir compte des comparaisons multiples.

Tableau 1
Ratios de survie relative à cinq ans pour les cas de cancer de la prostate diagnostiqués de 1985 à 1987 et de 1992 à 1994, selon la province† (ratios comparatifs[‡]) et selon le groupe d'âge

	Cas de cancer de la prostate diagnostiqués								Comparaison des ratios de survie relative
	1985 à 1987				1992 à 1994				
	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès [§]	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès [§]	
%				%				Valeur p	
Canada^{††}	73	72-74	17 588	8 371	89*	88-89	34 933	10 995	0,000
Terre-Neuve	62	54-69	296	166	81*	74-86	517	196	0,000
Île-du-Prince-Édouard	58	46-68	113	66	79*	71-85	304	105	0,001
Nouvelle-Écosse	70	65-74	805	407	87*	83-90	1 580	543	0,000
Ontario	72	70-73	8 368	4 135	88*	87-89	16 898	5 413	0,000
Manitoba	70	66-74	1 227	620	91*	88-94	2 569	788	0,000
Saskatchewan	68	64-71	1 177	604	87*	84-90	2 065	689	0,000
Alberta	75	72-78	1 912	864	83*	81-85	3 592	1 255	0,000
Colombie-Britannique	79	77-81	3 687	1 507	92*	90-93	7 379	1 998	0,000
Groupe d'âge									
15 à 99 ans	74	73-75	17 588	8 371	90	90-91	34 933	10 995	
15 à 54 ans	70	64-75	322	105	86*	83-88	956	161	0,000
55 à 64 ans	76	74-77	2 822	885	91*	90-92	6 545	1 045	0,000
65 à 74 ans	76	74-77	7 001	2 767	93*	92-94	15 382	3 625	0,000
75 à 84 ans	71	69-73	5 847	3 332	86*	85-88	9 925	4 566	0,000
85 à 99 ans	59	53-65	1 596	1 282	70*	64-74	2 125	1 598	0,003

Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1985 à 1987); Registre canadien du cancer (1992 à 1994); Base canadienne de données sur l'état civil

† Québec et Nouveau-Brunswick non compris. Les résultats pour le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest ne sont pas présentés, parce que le nombre de cas n'était pas suffisant. Cependant, l'estimation des taux nationaux tient compte des cas enregistrés pour ces régions.

‡ Normalisés selon l'âge en prenant pour référence la répartition par âge des cas de cancer de la prostate enregistrés au Canada en 1992 (référence n° 6).

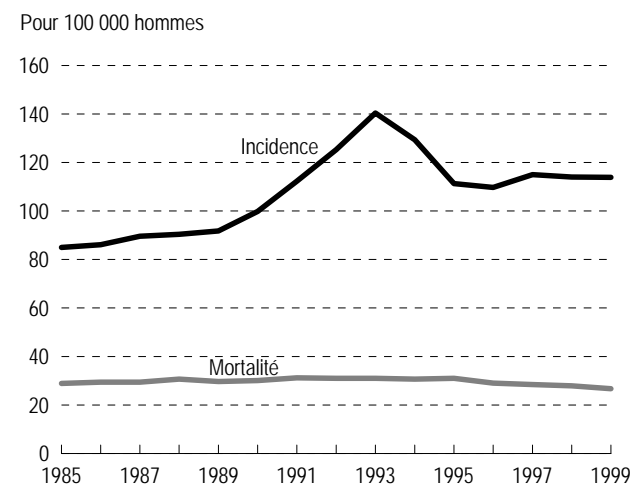
§ Durant les cinq premières années de suivi.

* Valeur significativement différente du ratio calculé pour 1985 à 1987 (p ≤ 0,05).

spectaculaire (graphique 1). Cette augmentation du nombre de nouveaux cas pourrait vraisemblablement être attribuable au recours plus général au dosage de l'APS, lequel a accru la probabilité d'un diagnostic parmi le groupe important d'hommes asymptomatiques atteints d'une tumeur latente de la prostate²¹⁻²³. L'augmentation de la survie relative au cancer de la prostate entre 1985 à 1987 et 1992 à 1994 pourrait aussi être due au dépistage par dosage de l'APS. Comme ce dépistage permet de déceler le cancer de la prostate à un stade plus précoce de l'évolution de la maladie, le temps écoulé entre le diagnostic et le décès est plus long, ce qui se traduit par une augmentation des ratios de survie relative au fil du temps^{24,25}.

Les taux de mortalité par cancer de la prostate ont diminué légèrement depuis 1995 (graphique 1). Bien que le diagnostic plus précoce de tumeurs de

Graphique 1
Taux comparatifs[†] d'incidence et de mortalité, cancer de la prostate, Canada, 1985 à 1999



Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1985 à 1991); Registre canadien du cancer (1992 à 1999); Base canadienne de données sur l'état civil

† Taux normalisés selon l'âge en prenant pour référence la répartition par âge de la population du Canada en 1991.

la prostate agressive explique sans doute partiellement ce progrès²⁶, l'amélioration du traitement de la maladie à un stade avancé n'en reste pas moins la raison principale la plus plausible²⁷. Comme la mortalité n'a commencé à diminuer qu'après 1995, l'augmentation observée de la survie relative n'est sans doute pas due à l'amélioration du traitement, mais au biais de délai de dépistage (lead-time bias) causé par le diagnostic d'un grand nombre de tumeurs de la prostate cliniquement peu évolutives entre 1992 et 1994.

Augmentation de la survie au cancer du sein

Le ratio comparatif de survie relative à cinq ans des femmes chez lesquelles un cancer du sein a été diagnostiqué entre 1992 et 1994 est de 83 %, ce qui représente une augmentation absolue en pourcentage de 7 % par rapport au ratio observé

pour les cas diagnostiqués entre 1985 et 1987 (tableau 2). L'augmentation varie de 5 % chez les femmes âgées de 40 à 49 ans au moment du diagnostic à 9 % chez celles âgées de 50 à 59 ans à ce moment-là. La cible principale des programmes de dépistage du cancer du sein a été le groupe des femmes de 50 à 69 ans. La croissance observée du ratio de survie relative dans ce groupe d'âge est plus importante que dans tout autre groupe, ce qui donne à penser qu'il existe un effet de dépistage. Cependant, puisque la survie a augmenté dans tous les groupes d'âge, les progrès thérapeutiques pourraient également jouer un rôle.

Durant les deux périodes, les ratios les plus faibles de survie relative à cinq ans au cancer du sein ont été observés chez les femmes de 15 à 39 ans, ce qui témoigne de la nature plus agressive des tumeurs du sein chez les femmes pré-ménopausiques^{28,29}.

Tableau 2

Ratios de survie relative à cinq ans pour les cas de cancer du sein diagnostiqués de 1985 à 1987 et de 1992 à 1994, selon la province[†] (ratios comparatifs[‡]) et selon le groupe d'âge

	Cas de cancer du sein diagnostiqués								Comparaison des ratios de survie relative Valeur p
	1985 à 1987				1992 à 1994				
	Ratio de survie relative %	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès [§]	Ratio de survie relative %	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès [§]	
Canada^{††}	76	75-77	23 888	7 664	83*	83-84	31 802	8 029	0,000
Terre-Neuve	71	65-76	439	158	79*	75-83	645	182	0,013
Île-du-Prince-Édouard	72	63-80	140	48	76	68-83	188	55	0,491
Nouvelle-Écosse	70	67-73	1 105	427	80*	77-82	1 428	413	0,000
Ontario	75	74-76	12 781	4 243	83*	82-84	16 888	4 295	0,000
Manitoba	76	74-79	1 453	465	81*	79-84	1 780	504	0,007
Saskatchewan	80	77-83	1 200	375	84*	82-87	1 602	400	0,019
Alberta	78	76-80	2 601	774	83*	82-85	3 482	836	0,000
Colombie-Britannique	80	78-82	4 152	1 170	86*	84-87	5 739	1 333	0,000
Groupe d'âge									
15 à 99 ans	76	75-77	23 888	7 664	83	83-84	31 802	8 029	
15 à 39 ans	69	67-71	1 905	599	75*	73-77	2 058	515	0,000
40 à 49 ans	78	77-80	3 872	871	83*	82-84	5 729	1 005	0,000
50 à 59 ans	75	74-76	4 921	1 344	84*	83-85	6 296	1 155	0,000
60 à 69 ans	77	76-79	5 982	1 664	85*	84-86	7 547	1 578	0,000
70 à 79 ans	77	75-79	4 720	1 706	85*	84-86	6 713	1 913	0,000
80 à 99 ans	74	70-77	2 488	1 480	80*	77-82	3 459	1 863	0,006

Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1985 à 1987); Registre canadien du cancer (1992 à 1994); Base canadienne de données sur l'état civil

[†] Québec et Nouveau-Brunswick non compris. Les résultats pour le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest ne sont pas présentés, parce que le nombre de cas n'était pas suffisant. Cependant, l'estimation des taux nationaux tient compte des cas enregistrés pour ces régions.

[‡] Normalisés selon l'âge en prenant pour référence la répartition par âge des cas de cancer du sein enregistrés au Canada en 1992 (référence n° 6).

[§] Durant les cinq premières années de suivi.

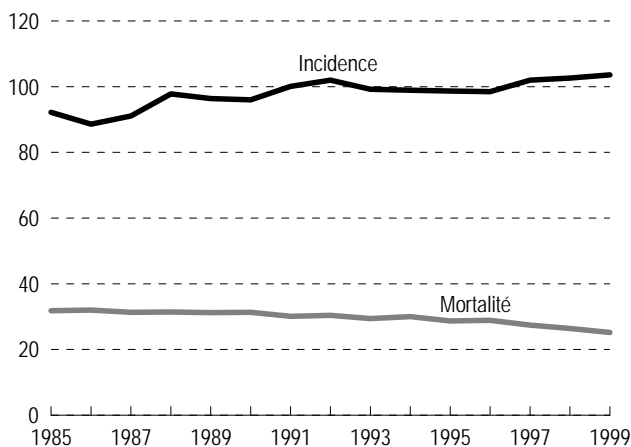
* Valeur significativement différente du ratio calculé pour 1985 à 1987 ($p \leq 0,05$).

L'augmentation de la survie relative au cancer du sein entre 1985 à 1987 et 1992 à 1994 s'observe dans toutes les provinces, mais celle enregistrée à l'Île-du-Prince-Édouard n'est pas statistiquement significative. Ce résultat pourrait être dû au très petit nombre de femmes de cette province chez lesquelles une tumeur du sein a été diagnostiquée au cours de cette période. L'augmentation des ratios provinciaux comparatifs de survie varie de 4 % en Saskatchewan et à l'Île-du-Prince-Édouard à 10 % en Nouvelle-Écosse. Durant chaque période de référence, la survie relative tend à augmenter progressivement d'Est en Ouest.

L'incidence du cancer du sein au Canada a augmenté de 1985 à 1999 (graphique 2), probablement à cause de l'effet combiné de l'évolution des profils de procréation et de l'utilisation plus fréquente de la mammographie de dépistage¹. Parallèlement, la mortalité a diminué, reflétant l'augmentation de la survie relative. Le diagnostic plus précoce rendu possible par la mammographie de dépistage, ainsi que les progrès thérapeutiques, sont vraisemblablement les moteurs de ces tendances.

Graphique 2
Taux comparatifs[†] d'incidence et de mortalité, cancer du sein, Canada, 1985 à 1999

Pour 100 000 femmes



Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1985 à 1991); Registre canadien du cancer (1992 à 1999); Base canadienne de données sur l'état civil

[†] Taux normalisés selon l'âge en prenant pour référence la répartition par âge de la population du Canada en 1991.

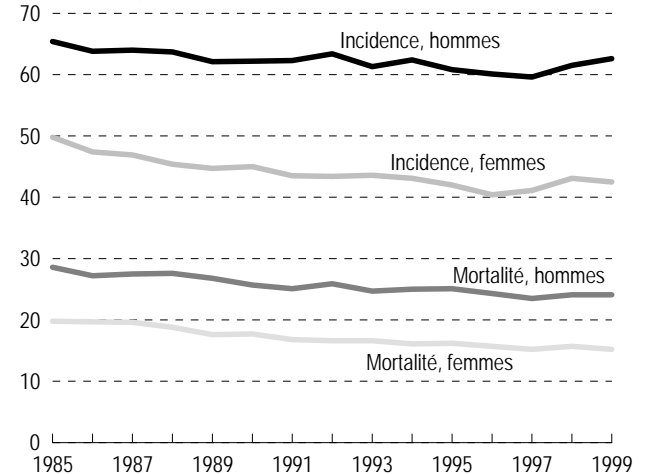
Augmentation de la survie au cancer du côlon et du rectum

Le ratio comparatif de survie relative à cinq ans au cancer du côlon et du rectum a augmenté de façon statistiquement significative chez les deux sexes. Pour les cas diagnostiqués entre 1985 et 1987, la survie relative était de 54 % pour les hommes et de 56 % pour les femmes (tableau 3). Pour ceux diagnostiqués entre 1992 et 1994, les ratios correspondants sont de 57 % et de 59 %, respectivement. Indépendamment de la période de référence ou du sexe, le ratio de survie relative au cancer du côlon et du rectum a tendance à être le même pour les quatre groupes d'âge allant de 15 à 49 ans à 70 à 79 ans au moment du diagnostic, et le plus faible pour les personnes de 80 à 99 ans au moment du diagnostic.

La survie relative a augmenté ou est demeurée constante dans toutes les provinces entre les deux périodes de référence. Chez les hommes, l'augmentation est statistiquement significative pour Terre-Neuve, l'Ontario et le Manitoba. Les augmentations absolues en pourcentage les plus importantes sont celles enregistrées pour Terre-Neuve (14 %), l'Île-du-Prince-Édouard (9 %)

Graphique 3
Taux comparatifs[†] d'incidence et de mortalité, cancer du côlon et du rectum, selon le sexe, Canada, 1985 à 1999

Pour 100 000 personnes



Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1985 à 1991); Registre canadien du cancer (1992 à 1999); Base canadienne de données sur l'état civil

[†] Taux normalisés selon l'âge en prenant pour référence la répartition par âge de la population du Canada en 1991.

Tableau 3

Ratios de survie relative à cinq ans pour les cas de cancer du côlon et du rectum diagnostiqués de 1985 à 1987 et de 1992 à 1994, selon la province[†] (ratios comparatifs[‡]) et selon le sexe et le groupe d'âge

Cas de cancer du côlon et du rectum diagnostiqués									
	1985 à 1987				1992 à 1994				Comparaison des ratios de survie relative
	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès [§]	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès [§]	
	%				%				Valeur p
Canada,^{††} hommes	54	53-55	13 454	7 737	57*	56-58	15 526	8 413	0,000
Terre-Neuve	49	42-55	356	207	63*	56-69	462	221	0,004
Île-du-Prince-Édouard	45	34-57	118	73	54	42-65	109	57	0,311
Nouvelle-Écosse	54	49-59	745	430	56	50-60	720	405	0,747
Ontario	52	51-54	7 246	4 218	56*	54-57	8 500	4 635	0,002
Manitoba	51	47-56	863	521	59*	54-63	909	484	0,024
Saskatchewan	55	50-59	738	418	55	51-60	782	438	0,826
Alberta	53	49-56	1 217	694	53	50-56	1 457	830	0,939
Colombie-Britannique	58	55-61	2 167	1 172	58	56-61	2 563	1 333	0,973
Canada,^{††} femmes	56	55-57	12 453	6 703	59*	58-60	13 335	6 799	0,000
Terre-Neuve	55	48-62	341	176	56	50-62	384	198	0,190
Île-du-Prince-Édouard	60	48-70	86	42	60	49-69	134	65	0,965
Nouvelle-Écosse	55	50-59	686	376	57	52-61	725	389	0,629
Ontario	55	54-57	6 932	3 774	59*	58-60	7 346	3 754	0,000
Manitoba	54	50-58	814	448	62*	57-65	793	391	0,007
Saskatchewan	53	49-58	617	342	60*	55-64	633	323	0,045
Alberta	56	52-59	1 099	572	59	55-62	1 200	614	0,273
Colombie-Britannique	58	55-60	1 876	973	58	56-61	2 101	1 057	0,698
Groupe d'âge, hommes									
15 à 99 ans	53	52-54	13 454	7 737	57	56-58	5 526	8 413	
15 à 49 ans	54	50-57	963	456	59*	56-61	1 205	509	0,020
50 à 59 ans	54	51-56	2 218	1 099	59*	57-61	2 335	1 025	0,001
60 à 69 ans	54	52-56	4 247	2 254	58*	56-60	4 806	2 336	0,001
70 à 79 ans	55	53-57	4 164	2 526	57	55-59	4 853	2 787	0,073
80 à 99 ans	52	48-56	1 862	1 402	51	47-55	2 327	1 756	0,786
Groupe d'âge, femmes									
15 à 99 ans	55	54-56	12 453	6 703	59	58-60	13 335	6 799	
15 à 49 ans	60	56-63	924	379	63	60-66	1 083	406	0,115
50 à 59 ans	58	55-60	1 633	717	63*	60-65	1 631	638	0,008
60 à 69 ans	57	55-59	3 328	1 574	60*	58-62	3 154	1 377	0,007
70 à 79 ans	56	54-58	3 846	2 071	59*	58-61	4 223	2 125	0,015
80 à 99 ans	50	47-53	2 722	1 962	52	49-54	3 244	2 253	0,370

Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1985 à 1987); Registre canadien du cancer (1992 à 1994); Base canadienne de données sur l'état civil

[†] Québec et Nouveau-Brunswick non compris. Les résultats pour le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest ne sont pas présentés, parce que le nombre de cas n'était pas suffisant. Cependant, l'estimation des taux nationaux tient compte des cas enregistrés pour ces régions.

[‡] Taux normalisés selon l'âge en prenant pour référence la répartition par âge des cas de cancer du côlon et du rectum enregistrés au Canada en 1992 (référence n° 6).

[§] Durant les cinq premières années de suivi.

* Valeur significativement différente du ratio calculé pour 1985 à 1987 ($p \leq 0,05$)

et le Manitoba (8 %), tandis que les ratios sont demeurés constants en Colombie-Britannique, en Alberta et en Saskatchewan. Chez les femmes, une augmentation statistiquement significative de la survie relative a été observée en Ontario, au Manitoba et en Saskatchewan. Les augmentations absolues en pourcentage les plus importantes sont celles observées au Manitoba (8 %) et en Saskatchewan (7 %), tandis que les ratios sont

demeurés constants en Colombie-Britannique et à l'Île-du-Prince-Édouard.

De 1985 à 1997, l'incidence du cancer du côlon et du rectum et la mortalité par ce cancer ont enregistré une diminution relativement régulière (graphique 3). Cette baisse est vraisemblablement due à des changements d'exposition à certains des facteurs de risque, comme l'utilisation d'anti-inflammatoires et la diminution de la

consommation de matières grasses³⁰⁻³². Il n'en demeure pas moins difficile de déterminer si les augmentations de la survie relative reflètent des changements ayant trait au moment du diagnostic ou au traitement.

Cancer du poumon – peu de changement

À l'échelle nationale, l'écart absolu entre les ratios de survie relative à cinq ans au cancer du poumon

observés pour les cas diagnostiqués de 1985 à 1987 et ceux diagnostiqués de 1992 à 1994 est assez faible. Néanmoins, chez les hommes, la légère hausse du ratio, de 13 % à 14 %, est statistiquement significative (tableau 4). Le manque de signification statistique de l'augmentation en apparence comparable observée chez les femmes est attribuable à deux facteurs, à savoir une augmentation réelle plus faible (femmes, 0,6 %; hommes, 1,0 %) et un

Tableau 4
Ratios de survie relative à cinq ans pour les cas de cancer du poumon diagnostiqués de 1985 à 1987 et de 1992 à 1994, selon la province[†] (ratios comparatifs[‡]) et selon le sexe et le groupe d'âge

	Cas de cancer du poumon diagnostiqués								Comparaison des ratios de survie relative
	1985 à 1987				1992 à 1994				
	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès [§]	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès [§]	
%				%				Valeur p	
Canada,^{††} hommes	13	12-13	17 851	15 932	14*	13-14	19 759	17 521	0,018
Terre-Neuve	12	9-15	465	416	15	11-18	417	359	0,219
Île-du-Prince-Édouard	18	11-26	140	118	8*	5-11	153	143	0,010
Nouvelle-Écosse	14	11-16	967	854	12	10-14	1 095	982	0,374
Ontario	12	12-13	10 042	8 974	14*	14-15	11 094	9 758	0,000
Manitoba	14	12-16	1 173	1 036	15	13-18	1 141	1 001	0,461
Saskatchewan	9	7-12	889	820	10	8-12	932	855	0,833
Alberta	11	10-13	1 513	1 364	11	10-13	1 906	1 726	0,813
Colombie-Britannique	13	12-15	2 639	2 331	13	12-14	2 963	2 643	0,503
Canada,^{††} femmes	16	15-17	8 108	6 891	17	16-17	11 609	9 840	0,241
Terre-Neuve	15	8-23	90	76	15	10-21	132	108	0,974
Île-du-Prince-Édouard	6	2-12	35	34	14	8-21	85	73	0,068
Nouvelle-Écosse	12	9-16	380	335	16	13-19	560	478	0,198
Ontario	15	14-17	4 557	3 898	17*	16-18	6 292	5 306	0,035
Manitoba	20	16-23	564	460	19	16-22	672	558	0,642
Saskatchewan	18	14-22	382	315	16	12-19	502	429	0,436
Alberta	13	11-16	707	597	15	13-18	1 173	997	0,205
Colombie-Britannique	16	14-18	1 373	1 157	15	13-16	2 153	1 856	0,297
Groupe d'âge, hommes									
15 à 99 ans	13	12-14	17 851	15 932	14	13-14	19 759	17 521	
15 à 49 ans	16	13-18	941	796	19*	17-22	1 118	904	0,029
50 à 59 ans	15	14-16	3 405	2 922	16	15-17	2 894	2 452	0,307
60 à 69 ans	14	13-15	6 457	5 666	14	13-15	6 983	6 106	0,889
70 à 79 ans	11	10-12	5 359	4 917	13*	12-14	6 513	5 892	0,048
80 à 99 ans	7	5-9	1 689	1 631	7	6-9	2 251	2 167	0,824
Groupe d'âge, femmes									
15 à 99 ans	17	16-17	8 108	6 891	17	16-18	11 609	9 840	
15 à 49 ans	22	20-25	799	621	24*	22-27	1 044	792	0,028
50 à 59 ans	19	17-21	1 752	1 428	21*	19-22	2 005	1 599	0,008
60 à 69 ans	17	15-18	2 750	2 319	18*	17-19	3 738	3 101	0,007
70 à 79 ans	13	12-15	2 110	1 872	12	11-14	3 493	3 118	0,792
80 à 99 ans	11	8-14	697	651	12	10-14	1 329	1 230	0,175

Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1985 à 1987); Registre canadien du cancer (1992 à 1994); Base canadienne de données sur l'état civil

[†] Québec et Nouveau-Brunswick non compris. Les résultats pour le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest ne sont pas présentés, parce que le nombre de cas n'était pas suffisant. Cependant, l'estimation des taux nationaux tient compte des cas enregistrés pour ces régions.

[‡] Taux normalisés selon l'âge en prenant pour référence la répartition par âge des cas de cancer du poumon enregistrés au Canada en 1992 (référence n° 6).

[§] Durant les cinq premières années de suivi.

* Valeur significativement différente du ratio calculé pour 1985 à 1987 ($p \leq 0,05$).

nombre de cas environ deux fois moins élevé chez les femmes que chez les hommes, diminuant la puissance statistique de détection d'une différence. Chez les deux sexes, l'augmentation absolue en pourcentage de la survie relative selon l'âge entre les deux périodes de référence est généralement de l'ordre de 1 % à 2 %. Font exception les hommes de 15 à 49 ans (+3 %) et les femmes de 70 à 79 ans (-1 %).

En général, la variation des ratios provinciaux de survie relative à cinq ans entre les deux périodes est assez faible. Toutefois, la légère augmentation observée pour les hommes ainsi que pour les femmes en Ontario est statistiquement significative. En outre, pour l'Île-du-Prince-Édouard, une augmentation importante a été observée chez les femmes (de 6 % à 14 %) et une diminution statistiquement significative l'a été chez les hommes (de 18 % à 8 %). Les résultats contradictoires obtenus dans cette province tiennent peut-être au nombre assez faible de cas recensés, même sur les périodes de trois ans observées, ce qui rend les estimations ponctuelles instables.

Depuis 1985, l'incidence du cancer du poumon et la mortalité par ce cancer ont diminué chez les

hommes, mais augmenté chez les femmes (graphique 4). Ces résultats sont directement liés aux tendances concernant le taux d'usage du tabac, qui est à la baisse chez les hommes depuis plusieurs décennies, mais n'a commencé à diminuer que récemment chez les femmes¹. Les changements d'exposition aux principaux facteurs de risque ne semblent pas avoir influé sur la survie relative au cancer du poumon entre 1985 à 1987 et 1992 à 1994.

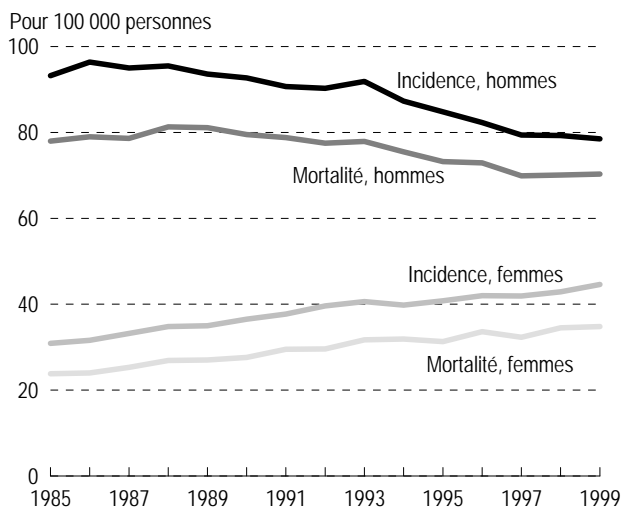
Mot de la fin

La survie relative à cinq ans au cancer de la prostate et au cancer du sein – deux des formes de cancer diagnostiquées le plus fréquemment au Canada – a augmenté considérablement entre 1985 à 1987 et 1992 à 1994. Pour le cancer de la prostate, elle est passée de 73 % à 89 %, et pour le cancer du poumon, de 76 % à 83 %. Le nombre important de tumeurs de la prostate cliniquement non évolutives décelées au sein de la population grâce au dépistage par dosage de l'APS a contribué tout particulièrement à l'augmentation importante de la survie au cancer de la prostate. La survie au cancer du sein a vraisemblablement augmenté à cause de l'effet combiné de l'amélioration du traitement et du recours à la mammographie de dépistage.

La survie relative au cancer du poumon a peu varié au cours de la période étudiée, malgré les progrès marqués dans la prévention primaire de cette maladie. Des augmentations statistiquement significatives ont certes été observées quant à la survie relative à cinq ans au cancer du côlon et du rectum chez les hommes comme chez les femmes, mais il n'en demeure pas moins difficile de les attribuer à quelque facteur que ce soit.

Au cours des dernières décennies, des progrès importants ont été réalisés en ce qui concerne le dépistage précoce, le diagnostic et le traitement du cancer¹. L'étude de l'évolution de la survie relative au cancer au cours du temps indique dans quelle mesure ces progrès augmentent la survie des cancéreux et pourraient donner une idée de l'accès de la population à ces services². ●

Graphique 4
Taux comparatifs[†] d'incidence et de mortalité, cancer du poumon, selon le sexe, Canada, 1985 à 1999



Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1985 à 1991); Registre canadien du cancer (1992 à 1999); Base canadienne de données sur l'état civil

[†] Taux normalisés selon l'âge en prenant pour référence la répartition par âge de la population du Canada en 1991.

Remerciements

Les auteurs remercient Christine Poliquin, Bryan Lafrance et Martha Fair d'avoir réalisé le couplage des enregistrements à ceux du Système national de déclaration des cas de cancer et de les avoir fait profiter de leur connaissance de cette base de données. Ils remercient aussi Rebecca Filyer pour ses travaux en vue de prolonger les tables provinciales de survie.

Références

1. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer, 2003*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 2003.
2. M.P. Coleman, P. Babb, P. Damielcki *et al.*, *Cancer Survival Trends in England and Wales, 1971-1995: Deprivation and NHS Region* (Series SMPS No. 61), London, The Stationary Office, 1999.
3. R.J. Black, R. Sankaranarayanan et D.M. Parkin, « Interpretation of population-based cancer survival data », *Cancer Survival in Developing Countries* (IARC Scientific Publication no. 145), publié sous la direction de R. Sankaranarayanan, R.J. Black et D.M. Parkin, Lyon, Centre international de recherche sur le cancer, 1998.
4. 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.
5. H.S. Shannon, E. Jamieson, C. Walsh *et al.*, « Comparison of individual follow-up and computerized linkage using the Canadian Mortality Data Base », *Canadian Journal of Public Health*, 80, 1989, p. 54-57.
6. L.F. Ellison, L. Gibbons et les membres du Groupe d'analyse de la survie au cancer au Canada, « 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).
7. J. Estève, E. Benhamou, M. Croasdale *et al.*, « Relative survival and the estimation of net survival: elements for further discussion », *Statistics in Medicine*, 9, 1990, p. 529-538.
8. D.F. Bray, A. Brancker et O. Adams, « Tables de mortalité, Canada et provinces, 1985-1987 », *Rapports sur la santé*, 2(4), supplément n° 13, 1990 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
9. W.J. Millar et P. David, *Tables de mortalité, Canada et provinces, 1990-1992*, Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995 (Statistique Canada, n° 84-537 au catalogue).
10. D. Duchesne, P. Tully, B. Thomas *et al.*, *Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997*, Ottawa, ministre de l'Industrie, 2002 (Statistique Canada, n° 84-537 au catalogue).
11. P.W. Dickman, A. Auvinen, E.T. Voutilainen *et al.*, « Measuring social class differences in cancer patients survival: Is it necessary to control for social class differences in general population mortality? A Finnish population-based study », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52, 1998, p. 727-734.
12. J. Estève, E. Benhamou et L. Raymond, *Statistical Methods in Cancer Research. Volume IV: Descriptive Epidemiology*, (IARC Scientific Publication no. 128), Lyon, Centre international de recherche sur le cancer, 1994.
13. W.B. Du, K.S. Chia, R. Sankaranarayanan *et al.*, « Population-based survival analysis of colorectal cancer patients in Singapore, 1968-1992 », *International Journal of Cancer*, 99, 2002, p. 460-465.
14. F. Berrino, J. Estève et M.O. Coleman, « Basic issues in estimating and comparing the survival of cancer patients », *Survival of Cancer Patients in Europe: The Eurocare Study* (IARC Scientific Publication no. 132), publié sous la direction de F. Berrino, M. Dante, A. Verdecchia *et al.*, Lyon, Centre international de recherche sur le cancer, 1995, p. 1-14.
15. P.A. Wingo, L.A. Gloeckler Ries, S.L. Parker *et al.*, « Long-term cancer patient survival in the United States », *Cancer Epidemiology, Biomarkers & Prevention*, 7, 1998, p. 271-282.
16. A.S. Robbins, A.S. Whittemore et D.H. Thom, « Differences in socioeconomic status and survival among white and black men with prostate cancer », *American Journal of Epidemiology*, 151(4), 2000, p. 409-416.
17. S.E. McGregor, H.E. Bryant, R.F. Brant *et al.*, « Prevalence of PSA testing and effect of clinical indications on patterns of PSA testing in a population-based sample of Alberta men », *Chronic Diseases in Canada*, 23(3), 2002, p. 111-119.
18. I.G. Levy, L. Gibbons, J.P. Collins *et al.*, « Prostate cancer trends in Canada: rising incidence or increased detection? », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 149(5), 1993, p. 617-624.
19. 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.
20. F. Ederer, L.M. Axtell et S.J. Cutler, « The relative survival rate: a statistical methodology », *National Cancer Institute Monographs*, 6, 1961, p. 101-121.
21. 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. 943-954.
22. 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.
23. L. Gibbons et C. Waters, « Cancer de la prostate : dépistage, incidence, chirurgie et mortalité », *Rapports sur la santé*, 14(3), 2003, p. 9-21 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
24. G. Gatta, R. Capocaccia, M. Coleman *et al.*, « Toward a comparison of survival in American and European cancer patients », *Cancer*, 89, 2000, p. 893-900.
25. H.G. Welch, L.M. Schwartz et S. Woloshin, « Are increasing 5-year survival rates evidence of success against cancer? », *Journal of the American Medical Association*, 283, 2000, p. 2975-2978.

26. 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.
27. L. Perron, L. Moore, I. Bairati *et al.*, « PSA screening and mortality », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 166(5), 2002, p. 586-591.
28. H.-O. Adami, B. Malke, L. Holmberg *et al.*, « The relation between survival and age at diagnosis in breast cancer », *New England Journal of Medicine*, 315, 1996, p. 559-563.
29. E. Yildirim, T. Dalgic et U. Berberoglu, « Prognostic significance of young age in breast cancer », *Journal of Surgical Oncology*, 74, 2000, p. 267-272.
30. E. Giovannucci et W.C. Willett, « Dietary factors and risk of colon cancer », *Annals of Medicine*, 26, 1994, p. 443-452.
31. M.L. Slattery, K.M. Boucher, B.J. Caan *et al.*, « Eating patterns and risk of colon cancer », *American Journal of Epidemiology*, 148(1), 1998, p. 4-16.
32. C.A. Tomeo, G.S. Colditz, W.C. Willett *et al.*, « Harvard report on cancer prevention. Volume 3: Prevention of colon cancer in the United States », *Cancer Causes and Control*, 10(3), 1999, p. 167-180.

Annexe

Tableau A

Enregistrements retenus après les exclusions[†], cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués de 1985 à 1987, selon la province

Limités à ...	Canada [†]	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
Cancer de la prostate									
Première tumeur uniquement	18 074	308	115	843	8 468	1 258	1 221	1 970	3 885
Années de naissance et(ou) de décès connues	18 064	308	115	843	8 458	1 258	1 221	1 970	3 885
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	18 046	308	115	843	8 451	1 258	1 220	1 968	3 877
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU [§]	17 589	297	113	805	8 368	1 227	1 177	1 912	3 687
Cancer du sein									
Première tumeur uniquement	24 189	446	144	1 144	12 886	1 471	1 215	2 635	4 231
Années de naissance et(ou) de décès connues	24 177	446	144	1 144	12 875	1 471	1 215	2 634	4 231
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	24 155	446	144	1 142	12 866	1 470	1 214	2 628	4 228
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU [§]	23 890	439	140	1 105	12 781	1 453	1 202	2 601	4 152
Cancer du côlon et du rectum									
Première tumeur uniquement	26 729	710	212	1 534	14 422	1 713	1 417	2 390	4 321
Années de naissance et(ou) de décès connues	26 703	710	212	1 533	14 397	1 713	1 417	2 390	4 321
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	26 678	710	211	1 531	14 386	1 710	1 416	2 388	4 316
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU [§]	25 907	697	204	1 431	14 178	1 677	1 355	2 316	4 043
Cancer du poumon									
Première tumeur uniquement	27 877	576	196	1 554	15 122	1 798	1 412	2 469	4 694
Années de naissance et(ou) de décès connues	27 863	576	196	1 554	15 109	1 798	1 412	2 469	4 693
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	27 856	576	196	1 554	15 107	1 798	1 411	2 468	4 690
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU [§]	25 963	555	175	1 347	14 599	1 738	1 271	2 221	4 012

*Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer**Nota : Les chiffres ne sont pas présentés pour le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest parce qu'ils sont trop faibles.**† Quatre cas de cancer du poumon (2 T.N.-O., 1 Alb., 1 Man.), deux cas de cancer du sein (2 Sask.) et un cas de cancer de la prostate (T.-N.) ont également été exclus parce que la valeur de la survie était négative.**‡ Québec et Nouveau-Brunswick non compris.**§ Certificat de décès uniquement.*

Tableau B

Enregistrements retenus après les exclusions[†], cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués de 1992 à 1994, selon la province

Limités à ...	Canada [†]	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
Cancer de la prostate									
Première tumeur uniquement	35 324	524	307	1 637	17 028	2 593	2 102	3 605	7 498
Années de naissance et(ou) de décès connues	35 295	517	307	1 637	17 006	2 593	2 102	3 605	7 498
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	35 279	517	307	1 636	16 997	2 593	2 101	3 602	7 496
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU [§]	34 933	517	304	1 580	16 898	2 569	2 065	3 592	7 379
Cancer du sein									
Première tumeur uniquement	32 077	647	189	1 467	17 039	1 794	1 611	3 483	5 797
Années de naissance et(ou) de décès connues	32 065	645	189	1 465	17 031	1 794	1 611	3 483	5 797
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	32 053	645	189	1 464	17 024	1 793	1 611	3 482	5 795
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU [§]	31 802	645	188	1 428	16 888	1 780	1 602	3 482	5 739
Cancer du côlon et du rectum									
Première tumeur uniquement	29 432	860	248	1 525	16 057	1 741	1 453	2 672	4 833
Années de naissance et(ou) de décès connues	29 414	852	248	1 523	16 049	1 741	1 453	2 672	4 833
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	29 392	850	247	1 516	16 041	1 741	1 452	2 671	4 831
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU [§]	28 861	846	243	1 445	15 846	1 702	1 415	2 657	4 664
Cancer du poumon									
Première tumeur uniquement	32 909	567	249	1 881	17 902	1 894	1 556	3 113	5 648
Années de naissance et(ou) de décès connues	32 892	557	249	1 880	17 897	1 894	1 555	3 113	5 648
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	32 876	556	249	1 879	17 889	1 894	1 555	3 111	5 644
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU [§]	31 368	549	238	1 655	17 386	1 813	1 434	3 079	5 116

*Source des données : Registre canadien du cancer**Nota : Les chiffres ne sont pas présentés pour le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest parce qu'ils sont trop faibles.**† Aucun cas n'a été exclu parce que la date du diagnostic était ultérieure à la date du décès.**‡ Québec et Nouveau-Brunswick non compris.**§ Certificat de décès uniquement.*

Tableau C

Pourcentage de cas diagnostiqués d'après le certificat de décès uniquement (CDU)[†], cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués de 1985 à 1987, selon la province

Limités à ...	Canada [†]	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
Cancer de la prostate									
Cas admissibles + cas CDU	17 885	300	115	841	8 412	1 243	1 191	1 956	3 821
Cas CDU	296	3	2	36	44	16	14	44	134
% des cas autrement admissibles	1,7	1,0	1,7	4,3	0,5	1,3	1,2	2,2	3,5
Cancer du sein									
Cas admissibles + cas CDU	24 136	444	144	1 142	12 862	1 467	1 210	2 627	4 223
Cas CDU	246	5	4	37	81	14	8	26	71
% des cas autrement admissibles	1,0	1,1	2,8	3,2	0,6	1,0	0,7	1,0	1,7
Cancer du côlon et du rectum									
Cas admissibles + cas CDU	26 518	705	209	1 525	14 354	1 699	1 387	2 375	4 254
Cas CDU	611	8	5	94	176	22	32	59	211
% des cas autrement admissibles	2,3	1,1	2,4	6,2	1,2	1,3	2,3	2,5	5,0
Cancer du poumon									
Cas admissibles + cas CDU	27 388	558	193	1 540	14 999	1 764	1 341	2 426	4 514
Cas CDU	1 425	3	18	193	400	26	70	205	502
% des cas autrement admissibles	5,2	0,5	9,3	12,5	2,7	1,5	5,2	8,5	11,1

Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer

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

[†] Calculé comme étant le nombre de cas CDU * 100 / (nombre de cas admissibles + cas CDU).

‡ Québec et Nouveau-Brunswick non compris.

Tableau D

Pourcentage de cas diagnostiqués d'après le certificat de décès uniquement (CDU)[†], cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués de 1992 à 1994, selon la province

Limités à ...	Canada [†]	T.-N. [§]	Î.-P.-É.	N.-É.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
Cancer de la prostate									
Cas admissibles + cas CDU	35 208	517	305	1 632	16 988	2 591	2 079	3 594	7 472
Cas CDU	275	...	1	52	90	22	14	2	93
% des cas autrement admissibles	0,8	...	0,3	3,2	0,5	0,8	0,7	0,1	1,2
Cancer du sein									
Cas admissibles + cas CDU	32 045	645	189	1 463	17 026	1 793	1 606	3 482	5 791
Cas CDU	243	...	1	35	138	13	4	0	52
% des cas autrement admissibles	0,8	...	0,5	2,4	0,8	0,7	0,2	0,0	0,9
Cancer du côlon et du rectum									
Cas admissibles + cas CDU	29 302	846	245	1 505	16 025	1 738	1 439	2 660	4 801
Cas CDU	441	...	2	60	179	36	24	3	137
% des cas autrement admissibles	1,5	...	0,8	4,0	1,1	2,1	1,7	0,1	2,9
Cancer du poumon									
Cas admissibles + cas CDU	32 597	549	240	1 855	17 853	1 878	1 514	3 083	5 526
Cas CDU	1 229	...	2	200	467	65	80	4	410
% des cas autrement admissibles	3,8	...	0,8	10,8	2,6	3,5	5,3	0,1	7,4

Source des données : Registre canadien du cancer

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

[†] Calculé comme étant le nombre de cas CDU * 100 / (nombre de cas admissibles + cas CDU).

‡ Québec et Nouveau-Brunswick non compris.

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

Tableau E
 Ratios de survie relative à cinq ans non normalisés, cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués de 1985 à 1987 et de 1992 à 1994, groupe des 15 à 99 ans, selon le sexe et la province

	Cas de cancer diagnostiqués							
	1985 à 1987				1992 à 1994			
	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès
%				%				
Prostate								
Terre-Neuve	62	54- 70	296	166	86	80- 91	517	196
Île-du-Prince-Édouard	63	48- 74	113	66	89	80- 94	304	105
Nouvelle-Écosse	71	66- 75	805	407	90	87- 93	1 580	543
Ontario	72	71- 74	8 368	4 135	90	89- 91	16 898	5 413
Manitoba	72	68- 75	1 227	620	93	91- 95	2 569	788
Saskatchewan	69	65- 72	1 177	604	88	85- 90	2 065	689
Alberta	76	73- 79	1 912	864	86	84- 88	3 592	1 255
Colombie-Britannique	80	78- 82	3 687	1 507	94	93- 95	7 379	1 998
Sein								
Terre-Neuve	72	67- 76	439	158	79	75- 82	645	182
Île-du-Prince-Édouard	77	67- 84	140	48	79	71- 85	188	55
Nouvelle-Écosse	70	66- 73	1 105	427	81	78- 83	1 428	413
Ontario	75	74- 76	12 781	4 243	83	82- 83	16 888	4 295
Manitoba	76	74- 79	1 453	465	82	79- 84	1 780	504
Saskatchewan	77	75- 80	1 200	375	85	82- 87	1 602	400
Alberta	77	75- 78	2 601	774	83	81- 84	3 482	836
Colombie-Britannique	80	78- 81	4 152	1 170	85	84- 86	5 739	1 333
Côlon et rectum, hommes								
Terre-Neuve	51	45- 57	356	207	64	59- 69	462	221
Île-du-Prince-Édouard	48	37- 59	118	73	58	46- 69	109	57
Nouvelle-Écosse	54	49- 58	745	430	56	52- 60	720	405
Ontario	52	51- 54	7 246	4 218	56	55- 58	8 500	4 635
Manitoba	50	46- 54	863	521	59	55- 63	909	484
Saskatchewan	55	51- 59	738	418	56	52- 60	782	438
Alberta	53	50- 56	1 217	694	54	50- 57	1 457	830
Colombie-Britannique	57	55- 60	2 167	1 172	59	57- 61	2 563	1 333
Côlon et rectum, femmes								
Terre-Neuve	56	50- 62	341	176	57	51- 63	384	198
Île-du-Prince-Édouard	64	49- 76	86	42	62	51- 70	134	65
Nouvelle-Écosse	54	50- 59	686	376	57	53- 62	725	389
Ontario	55	54- 56	6 932	3 774	58	57- 59	7 346	3 754
Manitoba	53	49- 57	814	448	61	57- 65	793	391
Saskatchewan	53	48- 58	617	342	59	54- 63	633	323
Alberta	56	53- 59	1 099	572	59	55- 62	1 200	614
Colombie-Britannique	57	54- 60	1 876	973	59	57- 62	2 101	1 057
Poumon, hommes								
Terre-Neuve	13	9- 16	465	416	17	13- 21	417	359
Île-du-Prince-Édouard	18	12- 25	140	118	8	4- 13	153	143
Nouvelle-Écosse	14	12- 17	967	854	13	11- 15	1 095	982
Ontario	13	12- 14	10 042	8 974	14	14- 15	11 094	9 758
Manitoba	14	12- 17	1 173	1 036	15	13- 18	1 141	1 001
Saskatchewan	9	7- 12	889	820	10	8- 12	932	855
Alberta	12	10- 14	1 513	1 364	11	10- 13	1 906	1 726
Colombie-Britannique	14	13- 15	2 639	2 331	13	12- 14	2 963	2 643
Poumon, femmes								
Terre-Neuve	16	9- 25	90	76	19	13- 26	132	108
Île-du-Prince-Édouard	3	0- 14	35	34	15	8- 24	85	73
Nouvelle-Écosse	13	10- 17	380	335	16	13- 20	560	478
Ontario	16	15- 17	4 557	3 898	17	16- 18	6 292	5 306
Manitoba	21	17- 25	564	460	19	16- 22	672	558
Saskatchewan	19	15- 23	382	315	16	13- 20	502	429
Alberta	17	14- 20	707	597	17	14- 19	1 173	997
Colombie-Britannique	17	15- 19	1 373	1 157	15	14- 17	2 153	1 856

Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1985 à 1987); Registre canadien du cancer (1992 à 1994)

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



La vaccination contre la grippe

Helen Johansen, Kathy Nguyen, Luling Mao, Richard Marcoux, Ru-Nie Gao et Cyril Nair

Résumé

Objectifs

Le présent article compare les taux de vaccination contre la grippe en 1996-1997 et 2000-2001, et décrit les caractéristiques des adultes qui ont été vaccinés.

Sources des données

Les données sur la vaccination contre la grippe proviennent de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997 et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001, toutes deux réalisées par Statistique Canada. Les données sur les hospitalisations et les décès proviennent de la Base de données sur la morbidité hospitalière et de la Base canadienne de données sur la mortalité, respectivement.

Techniques d'analyse

Des totalisations croisées ont servi à estimer les taux de vaccination contre la grippe chez les personnes âgées, les personnes souffrant d'un problème de santé chronique et la population de 20 ans et plus dans son ensemble. Le recours à la régression logistique multiple a ensuite permis d'évaluer les liens entre la vaccination et certaines caractéristiques.

Principaux résultats

De 1996-1997 à 2000-2001, le pourcentage de Canadiens de 20 ans et plus qui ont déclaré avoir été vaccinés contre la grippe l'année précédente est passé de 16 % à 28 %. Les taux étaient plus élevés chez les personnes âgées et celles souffrant de problèmes de santé chroniques. La cote exprimant la possibilité d'avoir été vacciné était élevée pour les membres des ménages ayant un revenu moyen à élevé, les personnes ayant au moins fait des études postsecondaires partielles, les anciens fumeurs et les personnes ayant un médecin de famille. Cette cote était plus faible pour les personnes qui fumaient et celles qui considéraient leur santé comme étant bonne ou excellente.

Mots-clés

Immunsation, services de santé préventifs, services de santé communautaires, planification des services de santé à l'échelle de la population.

Auteurs

Helen Johansen (613-722-5570; Helen.Johansen@statcan.ca), Kathy Nguyen et Richard Marcoux travaillent à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada. Luling Mao et Ru-Nie Gao travaillent pour Santé Canada. Cyril Nair travaillait auparavant pour Statistique Canada.

L'influenza, appelée aussi « la grippe », est une infection virale qui affecte de 10 % à 25 % de Canadiens chaque année, habituellement entre novembre et mai¹. Les symptômes incluent une toux, de la fièvre, des frissons et des douleurs musculaires. La plupart des personnes atteintes guérissent en une semaine ou deux, mais certaines peuvent souffrir de complications graves, comme la pneumonie ou l'insuffisance cardiaque, qui exigent une hospitalisation et peuvent même être mortelles (voir *Immunsation contre la grippe, hospitalisations et décès*). La gravité de la grippe varie d'année en année, à mesure qu'apparaissent de nouveaux virus.

Au Canada, il y a 10 ans, les participants à une conférence consensuelle nationale ont recommandé que les personnes âgées et celles de tout âge présentant un problème de santé leur faisant courir un grand risque de complications grippales soient vaccinées contre la grippe chaque année²; le taux cible de vaccination a été fixé à 70 %. Bien qu'il soit recommandé dans la dernière édition du *Guide canadien d'immunsation* que ces « groupes à risque élevé » reçoivent la vaccination en priorité, il est aussi précisé qu'« on se doit d'encourager les adultes et leurs enfants en bonne santé qui désirent se protéger contre l'influenza à se faire vacciner³ ».

Cette recommandation s'appuie sur les résultats d'études récentes montrant que l'immunisation des adultes et des enfants en bonne santé pourrait être rentable dans certaines circonstances⁴⁻¹⁰. Cependant,

si certains experts sont en faveur de la vaccination universelle¹¹, d'autres la critiquent, en citant diverses estimations de son efficacité¹².

Vaccination contre la grippe, hospitalisations et décès

Les vaccins contre la grippe ne sont pas nouveaux; en fait, ils existent depuis les années 1940^{13,14}, mais leur utilisation ne s'est généralisée que récemment. Durant la saison grippale de 2000-2001, environ 10 millions de doses de vaccin contre la grippe ont été distribuées au Canada¹⁵.

Le vaccin, fabriqué à partir de fragments de virus de la grippe inactivé, offre une protection en créant une immunité, c'est-à-dire en suscitant la production d'anticorps, de sorte que, lors d'une attaque par un virus « vivant », l'organisme soit prêt à se défendre¹⁶. Il existe trois types de virus de la grippe, à savoir A, B et C. Les types A et B causent des épidémies presque tous les hivers; le type C provoque une maladie respiratoire bénigne et n'est pas considéré comme une cause d'épidémies. Le vaccin contre la grippe peut empêcher les maladies de type A ou B de se manifester, mais ne protège pas contre le type C¹⁷.

Les virus qui causent la grippe subissent des mutations rapides¹⁷, si bien que les vaccins sont mis à jour chaque année afin d'y inclure des virus similaires aux souches qui circulent partout dans le monde à ce moment-là. Comme les virus se transforment très fréquemment, il est conseillé aux personnes qui courent un risque élevé de complications de se faire vacciner chaque année^{13,14}, idéalement

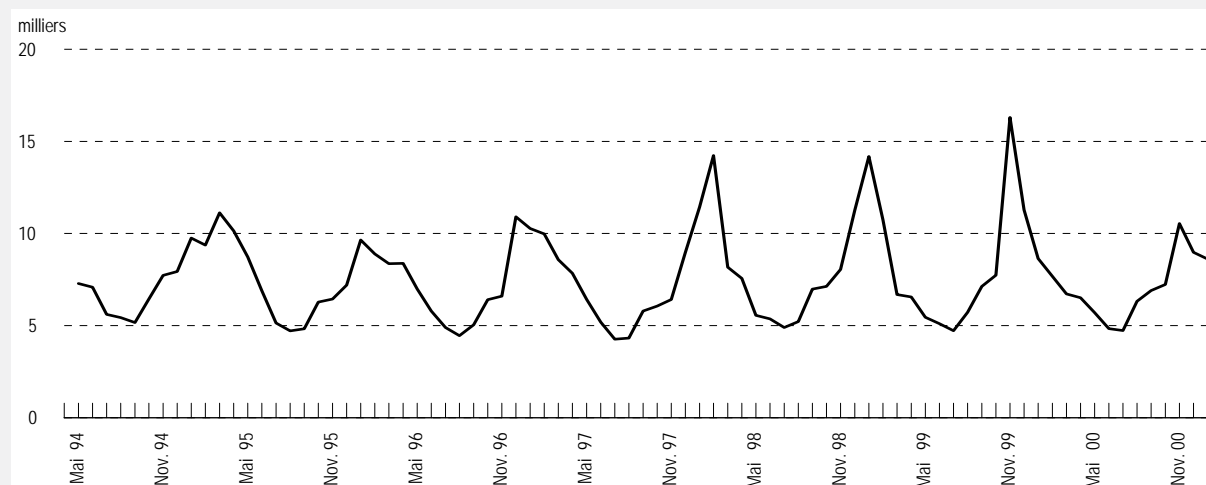
entre la mi-octobre et la mi-novembre¹⁸. Le vaccin devient efficace environ deux semaines après l'injection et agit pendant environ six mois.

Aucun vaccin n'offre une protection absolue. Si les prévisions concernant les souches d'influenza sont correctes, l'efficacité du vaccin est de 70 % à 90 % pour les personnes en bonne santé de moins de 65 ans, mais moindre chez les personnes âgées¹⁶. Néanmoins, les personnes qui attrapent la grippe après avoir été vaccinées éprouvent généralement des symptômes plus atténués que si elles n'avaient pas reçu le vaccin et risquent moins de souffrir de complications.

Chaque année, un nombre important de personnes sont hospitalisées à cause de la grippe ou de complications liées à celle-ci (principalement, la pneumonie). Ces hospitalisations suivent un cycle annuel, leur nombre passant par un sommet durant les mois d'hiver et par un creux durant l'été. En outre, ce nombre varie selon la gravité de la souche qui sévit durant l'année en question (graphique).

Le nombre annuel de décès causés par la grippe varie aussi, de nouveau reflétant la virulence de la souche. De 1990 à 2000, le nombre de décès a varié d'un creux de 122 (en 1992) à un sommet de 762 (en 1998)¹⁹.

Nombre d'hospitalisations pour un diagnostic de grippe/pneumonie†, selon le mois, Canada, avril 1994 à décembre 2000



Source des données : Statistique Canada, Base de données sur la morbidité hospitalière, 1994-1995 à 2000-2001

† Classification internationale des maladies (CIM-9), codes 481 à 487 (référence n° 20).

Définitions

La question suivante a été posée aux participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 et aux participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 : « Avez-vous déjà reçu un vaccin contre la grippe? » Ceux qui avaient été vaccinés se sont vu demander à quand remontait leur dernier vaccin : moins d'un an; un an à moins de deux ans; deux ans ou plus. Aux participants de 65 ans et plus qui avaient déclaré ne pas avoir été vaccinés l'année précédente, on a demandé pourquoi elles ne l'avaient pas été. Les réponses par procuration n'étaient acceptées pour aucune de ces questions.

L'existence d'un *problème de santé chronique* a été établie en demandant aux participants à l'enquête s'ils souffraient d'un problème de santé de longue durée ayant persisté ou devant persister au moins six mois et ayant été diagnostiqué par un professionnel de la santé. À cet égard, une liste de problèmes de santé leur a été lue. On a considéré comme souffrant d'un problème de santé chronique pour lequel la vaccination contre la grippe est recommandée les personnes qui ont déclaré souffrir d'asthme, de bronchite chronique/d'emphysème, de diabète, d'une maladie cardiaque, d'un cancer ou de troubles dus à un accident vasculaire cérébral (voir *Limites*).

Deux *groupes d'âge* ont été considérés, à savoir les 20 à 64 ans et les 65 ans et plus.

Les groupes de *revenu du ménage* ont été définis d'après le nombre de personnes que compte le ménage et d'après le revenu total de ce dernier en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue de l'ESCC de 2000-2001. Pour les besoins de la présente analyse, deux groupes de revenu ont été définis :

Groupe de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Faible	1 ou 2	Moins de 29 999 \$
	3 ou 4	Moins de 39 999 \$
	5 ou plus	Moins de 59 999 \$
Élevé	1 ou 2	30 000 \$ et plus
	3 ou 4	40 000 \$ et plus
	5 ou plus	60 000 \$ et plus

Les trois catégories de *niveau de scolarité* considérées sont : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires et au moins études postsecondaires partielles.

Trois catégories d'*usage du tabac* ont été considérées, à savoir personne n'ayant jamais fumé, ancien fumeur et usage quotidien/occasionnel.

Les participants à l'enquête se sont vu demander s'ils avaient un *médecin de famille*.

Deux catégories d'*autoévaluation de la santé* ont été créées, à savoir médiocre/passable et bonne/très bonne/excellente.

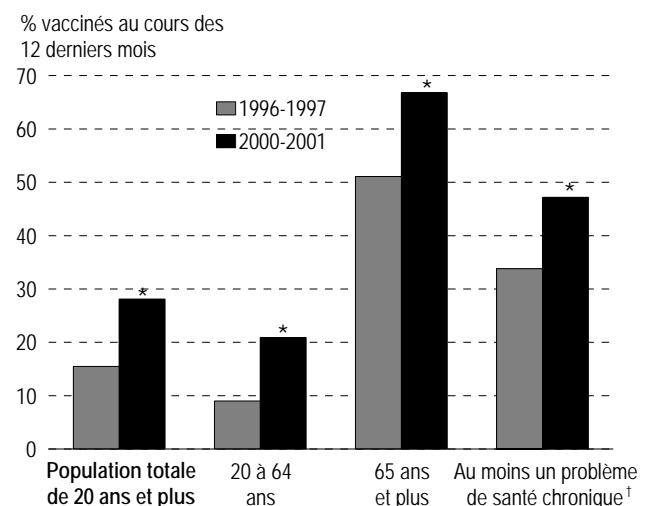
Conformément à la *Classification internationale des maladies, neuvième révision* (CIM-9)²⁰, on a défini comme étant une hospitalisation liée à la grippe/pneumonie la présence de tout code compris dans la tranche de 481 à 487 parmi les trois premiers codes de diagnostic figurant dans le dossier du patient. Pour les données sur la mortalité, la grippe a été repérée au moyen du code 487.

Le présent article, qui est fondé sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001, traite de la portée de la vaccination contre la grippe chez les personnes âgées, les adultes présentant certains problèmes de santé chroniques et l'ensemble de la population de 20 ans et plus (voir *Définitions, Méthodologie et Limites*). Il décrit aussi les raisons pour lesquelles certaines personnes âgées ne sont pas vaccinées.

Augmentation importante du taux de vaccination

En 2000-2001, 28 % des Canadiens de 20 ans et plus ont déclaré qu'ils avaient été vaccinés contre la grippe à un moment donné l'année précédente. Il s'agit là d'une augmentation importante par rapport à 1996-1997, période où moins de 16 % de la population avait dit avoir reçu le vaccin. Cependant, le taux varie considérablement selon que la personne interrogée est membre ou non d'un groupe visé par la campagne de vaccination (graphique 1).

Graphique 1
Taux de vaccination contre la grippe, selon l'âge et la présence de problèmes de santé chroniques, population à domicile de 20 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1996-1997 et 2000-2001



Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001, quatrième trimestre

Nota : Les groupes pour lesquels les taux de vaccination sont calculés ne s'excluent pas mutuellement.

[†] Asthme, bronchite chronique/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer, troubles dus à un accident vasculaire cérébral.

* Valeur significativement plus élevée qu'en 1996-1997 ($p \leq 0,05$).

Les personnes âgées sont les plus susceptibles d'être vaccinées. En 2000-2001, les deux tiers des personnes de 65 ans et plus ont dit avoir été vaccinées contre la grippe l'année précédente, proportion en hausse par rapport à 1996-1997 où à peine plus de la moitié des personnes de cet âge l'avaient été.

Le taux de vaccination est également assez élevé pour les adultes (de 20 ans et plus) souffrant d'au moins un problème de santé chronique, comme l'asthme, la bronchite chronique ou l'emphysème, le diabète, la maladie cardiaque, le cancer et les troubles dus à un accident vasculaire cérébral, qui les rendent particulièrement vulnérables aux complications de la grippe. En 2000-2001, 47 % des personnes présentant au moins l'un de ces problèmes de santé avaient été vaccinées contre la grippe, ce qui représente une hausse significative par rapport aux 34 % enregistrés en 1996-1997.

La variation interprovinciale du taux de vaccination contre la grippe reste néanmoins importante, aussi bien pour la population dans son ensemble que pour ces deux groupes cibles. Cette variation pourrait être liée, dans une certaine mesure, aux efforts que déploient les diverses provinces pour atteindre les populations visées et pour promouvoir les bienfaits de l'immunisation.

Vaccination largement répandue

La plupart des administrations provinciales voient depuis au moins le milieu des années 1990 à financer la vaccination contre la grippe des personnes âgées et de celles atteintes d'un problème de santé chronique (tableau 1). En 2000, toutes les provinces, sauf l'Île-du-Prince-Édouard et le Nouveau-Brunswick, offraient la vaccination aux personnes âgées (le Nouveau-Brunswick a étendu la couverture aux personnes âgées en 2003) et seule l'Île-du-Prince-Édouard ne couvrait pas les personnes souffrant d'un problème de santé chronique. L'Ontario était toutefois la seule province à offrir la vaccination contre la grippe à tous les résidents. Cela explique sans doute pourquoi 37 % d'Ontariens adultes ont déclaré en 2000-2001 qu'ils avaient été immunisés contre la grippe l'année précédente, soit le taux le plus élevé au Canada (tableau 2).

L'Ontario présentait aussi le taux le plus élevé de vaccination chez les personnes âgées. En 2000-2001, près des trois quarts des personnes de 65 ans et plus de l'Ontario ont déclaré qu'elles avaient été vaccinées contre la grippe. Par contre, il était significativement inférieur à cette moyenne à Terre-Neuve, au Nouveau-Brunswick et au Québec.

Tableau 1
Programmes de vaccination financés par l'État et augmentation des taux de vaccination, selon la province, 1996 et 2000

	65 ans et plus			Au moins un problème de santé chronique [†]			Ensemble des adultes		
	Couverts par le programme		Augmentation du taux de vaccination, de 1996-1997 à 2000-2001	Couverts par le programme		Augmentation du taux de vaccination, de 1996-1997 à 2000-2001	Couverts par le programme		Augmentation du taux de vaccination, de 1996-1997 à 2000-2001
	1996	2000		1996	2000		1996	2000	
Terre-Neuve	oui	oui		oui	oui		non	non	
Île-du-Prince-Édouard	non	non		non	non		non	non	*
Nouvelle-Écosse	oui	oui	*	oui	oui		non	non	*
Nouveau-Brunswick	non	non [‡]	*	oui	oui		non	non	*
Québec	oui	oui [§]	*	oui	oui	*	non	non	*
Ontario	oui	oui	*	oui	oui	*	non	oui	*
Manitoba	oui	oui	*	oui	oui	*	non	non	*
Saskatchewan	oui	oui	*	oui	oui	*	non	non	*
Alberta	oui	oui	*	oui	oui		non	non	*
Colombie-Britannique	oui	oui	*	oui	oui	*	non	non	*

[†] Asthme, bronchite chronique/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer, troubles dus à un accident vasculaire cérébral.

[‡] En 2003, le programme a été étendu afin d'inclure la population de 65 ans et plus.

[§] Le programme couvrait les personnes de 60 ans et plus depuis 2000.

* Taux en 2000 significativement plus élevé qu'en 1996 ($p < 0,05$).

Tableau 2

Taux de vaccination contre la grippe, selon l'âge, la présence de problèmes de santé chroniques et la province, population à domicile de 20 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1996-1997 et 2000-2001

	65 ans et plus		Au moins un problème de santé chronique [†]		Population totale de 20 ans et plus	
	1996-1997	2000-2001	1996-1997	2000-2001	1996-1997	2000-2001
	%		%		%	
Canada	51,1	66,8 [‡]	33,8	47,2 [‡]	15,5	28,1 [‡]
Terre-Neuve	47,5	48,9*	35,2	28,9*	12,8*	12,1*
Île-du-Prince-Édouard	55,9	65,2	38,1	47,2	18,1	22,2 ^{‡*}
Nouvelle-Écosse	60,1*	71,0 [‡]	43,6*	48,1	20,2*	25,0 ^{‡*}
Nouveau-Brunswick	48,3	61,5 ^{‡*}	34,8	42,8	16,6	20,5 ^{‡*}
Québec	33,9*	59,2 ^{‡*}	18,7*	35,6 ^{‡*}	8,7*	20,0 ^{‡*}
Ontario	59,5*	72,5 ^{‡*}	39,1*	58,2 ^{‡*}	18,4*	37,0 ^{‡*}
Manitoba	51,9	62,2 [‡]	35,6	45,7 [‡]	15,9	23,4 ^{‡*}
Saskatchewan	53,3	63,5 [‡]	30,2	39,7 ^{‡*}	14,8	20,7 ^{‡*}
Alberta	59,2*	68,7 [‡]	36,7*	38,5*	16,7*	24,0 ^{‡*}
Colombie-Britannique	52,5	68,1 [‡]	39,7*	47,3 [‡]	18,5*	27,5 [‡]

Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001, quatrième trimestre

Nota : Les groupes pour lesquels les taux de vaccination sont calculés ne s'excluent pas mutuellement.

[†] Asthme, bronchite chronique/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer, troubles dus à un accident vasculaire cérébral.

[‡] Valeur significativement différente de celle observée en 1996-1997 ($p < 0,05$).

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

En outre, l'Ontario est la seule province où le taux de vaccination (58 %) des personnes atteintes d'un problème de santé chronique (asthme, bronchite/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer, troubles dus à un accident vasculaire cérébral) était significativement supérieur à celui observé pour le Canada dans son ensemble. Par ailleurs, ce taux était significativement inférieur à la moyenne nationale à Terre-Neuve, au Québec, en Saskatchewan et en Alberta.

Taux provinciaux à la hausse

Dans chaque province, sauf à Terre-Neuve, le taux de vaccination contre la grippe a augmenté de 1996-1997 à 2000-2001. La hausse la plus importante a eu lieu en Ontario, peut-être grâce à l'initiative provinciale donnant accès à la vaccination gratuite à tous les résidents.

Dans les autres provinces, les raisons de l'augmentation du taux global de vaccination sont moins évidentes. Au Québec, les projets spéciaux ont débuté en 1999 en vue de promouvoir la vaccination contre la grippe et de la rendre plus accessible^{21,22} et, en 2000, le seuil d'âge pour la couverture des frais de vaccination a été abaissé de 65 ans à 60 ans. Durant la même période, certaines

provinces ont commencé à offrir le vaccin contre la grippe à d'autres groupes que les personnes âgées et celles atteintes de problèmes de santé chroniques. Ainsi, le programme de l'Alberta a été étendu de manière à inclure les employés des établissements de santé et d'autres établissements qui offrent des services de santé aux personnes à risque; en 2000-2001, la Colombie-Britannique a commencé à offrir le vaccin aux intervenants d'urgence (policiers, pompiers, ambulanciers) et aux professionnels de la santé indépendants et à leurs employés.

Le point de mire de tous les programmes provinciaux reste cependant les deux groupes cibles, à savoir les personnes âgées et les personnes souffrant d'un problème de santé chronique. Pour les personnes âgées, l'augmentation du taux de vaccination de 1996-1997 à 2000-2001 a été significative dans huit provinces : en Nouvelle-Écosse, au Nouveau-Brunswick, au Québec, en Ontario, au Manitoba, en Saskatchewan, en Alberta, et en Colombie-Britannique. L'augmentation la plus importante a eu lieu au Québec, où le taux chez les personnes âgées a augmenté de 75 %, résultat qui concorde avec ceux des enquêtes réalisées par le Québec^{21,23}. La hausse du taux de vaccination chez les personnes souffrant

Méthodologie

Source des données

La plupart des analyses du présent article sont fondées sur les données provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997 et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001, réalisées toutes deux par Statistique Canada.

Enquête nationale sur la santé de la population

Lancée en 1994-1995, l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), qui est réalisée tous les deux ans, couvre les membres de la population à domicile et les personnes résidant en établissement dans les provinces et les territoires, sauf les personnes vivant dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP comprend une composante transversale et une composante longitudinale.

Les données individuelles sont classées dans le Fichier général et le Fichier santé. Le Fichier général contient des données sur les caractéristiques sociodémographiques et certaines données générales sur la santé de tous les membres des ménages participants. En outre, le Fichier santé contient, pour chaque ménage, des données détaillées sur la santé recueillies auprès d'un membre du ménage sélectionné au hasard, ainsi que l'information générale sur la santé concernant cette personne qui figure dans le Fichier général. La présente analyse s'appuie sur les données transversales de l'ENSP de 1996-1997 (2^e cycle) et couvre la population à domicile des 10 provinces.

Les données sur la vaccination contre la grippe proviennent du Fichier santé. En 1996-1997, le taux de réponse transversal pour ce fichier était de 79,0 %. L'échantillon visé par la présente analyse comprend 66 435 personnes qui avaient 20 ans et plus en 1996-1997 (pondérées pour qu'elles soient approximativement représentatives de 21,3 millions de personnes) et qui ont répondu aux questions sur la vaccination contre la grippe. Une description plus détaillée du plan de sondage, de l'échantillon et des méthodes d'interview de l'ENSP figure dans des rapports déjà publiés^{24,25}.

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) est conçue pour recueillir des données transversales tous les deux ans. La collecte des données du premier cycle a débuté en septembre 2000 et s'est poursuivie pendant 14 mois. L'enquête couvre la population à domicile de 12 ans et plus des provinces et des territoires, sauf les personnes vivant dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. Au premier cycle, l'échantillon comptait 131 535 personnes, ce qui donne un taux de réponse de 84,7 %. Une description plus détaillée du plan de sondage, de l'échantillon et des méthodes d'interview de l'ESCC figure dans un rapport déjà publié²⁶.

La présente analyse porte sur des données couvrant les 10 provinces recueillies durant le quatrième trimestre de la collecte des données du premier cycle (de juin à août 2001) durant lequel des questions sur la vaccination contre la grippe ont été posées aux participants à l'enquête. L'échantillon comprend 30 735 personnes qui avaient 20 ans et plus (pondérées pour qu'elles soient représentatives d'environ 22,6 millions de personnes) et qui ont répondu aux questions sur la vaccination contre la grippe.

Données supplémentaires

Les données sur l'hospitalisation liée à la grippe proviennent de la Base de données sur la morbidité hospitalière tenue à jour par Statistique Canada jusqu'à 1994-1995 et par l'Institut canadien d'information sur la santé depuis 1995-1996. L'information contenue dans cette base de données provient des formulaires d'admission et de départ remplis par les hôpitaux généraux et spécialisés à la fin de chaque hospitalisation, lorsqu'un patient est « radié » parce qu'il reçoit son congé ou qu'il est décédé. Le fichier contient des données sur toutes les radiations enregistrées au cours de l'exercice. Comme une personne peut être admise à l'hôpital et renvoyée chez elle plusieurs fois durant une année particulière, les statistiques présentées sont des dénombrements des radiations plutôt que des patients individuels.

Les données sur la mortalité proviennent de la Base canadienne de données sur l'état civil que Statistique Canada tient à jour et dans laquelle sont rassemblées les données fournies par les bureaux de l'état civil de chaque province et territoire.

Techniques d'analyse

On a procédé à des totalisations croisées fondées sur les données provenant de l'ENSP de 1996-1997 et de l'ESCC de 2000-2001 pour estimer les proportions nationales et provinciales de personnes ayant reçu un vaccin contre la grippe l'année qui a précédé l'enquête, pour l'ensemble de la population de 20 ans et plus, ainsi que pour les personnes âgées et les personnes souffrant d'un problème de santé chronique. Le recours à la régression logistique multiple a permis d'étudier la relation entre les cas déclarés de vaccination en 2000-2001 et certaines caractéristiques, dont l'âge, le sexe, la présence de problèmes de santé chroniques, le revenu du ménage, le niveau de scolarité, la situation d'usage du tabac, le fait d'avoir ou non un médecin de famille et l'autoévaluation de l'état de santé. Des totalisations croisées des données de l'ESCC de 2000-2001 ont servi à déterminer les raisons pour lesquelles les personnes âgées n'avaient pas été vaccinées.

Les données ont été pondérées afin qu'elles soient représentatives de la répartition de la population du Canada en 1996-1997 et 2000-2001. Pour tenir compte des effets du plan de sondage, les erreurs-types et les coefficients de variation ont été estimés selon la technique du *bootstrap*²⁷⁻²⁹. Le niveau de signification a été fixé à $p < 0,05$.

d'un problème de santé chronique a été statistiquement significative au Québec, en Ontario, au Manitoba, en Saskatchewan et en Colombie-Britannique. De nouveau, la variation en pourcentage la plus importante a été observée au Québec, où le taux a presque doublé.

Probabilité de vaccination variable

Les écarts importants entre les taux de vaccination observés pour les personnes âgées, les personnes souffrant d'un problème de santé chronique et la population adulte dans son ensemble indiquent que toutes les personnes ne sont pas aussi susceptibles les unes que les autres de recevoir le vaccin contre la grippe. Qui plus est, être membre de l'un des groupes pour lesquels la vaccination est recommandée n'est pas le seul facteur qui joue un rôle.

En 2000-2001, 32 % des femmes, mais 24 % des hommes, ont déclaré qu'ils avaient été vaccinés contre la grippe (tableau 3). Les anciens fumeurs étaient plus susceptibles que les personnes n'ayant jamais fumé d'avoir reçu le vaccin (33 % contre 29 %), tandis que les personnes qui fumaient tous les jours ou à l'occasion étaient nettement moins susceptibles de l'avoir reçu (20 %). Le fait d'avoir un médecin de famille semble aussi avoir une influence, puisque 31 % des personnes dans cette situation avaient été vaccinées contre la grippe comparativement à 10 % à peine de celles n'ayant pas de médecin de famille. En outre, l'opinion qu'une personne a de sa santé est importante : 46 % des personnes qui considéraient avoir une santé passable ou médiocre avaient été vaccinées contre la grippe, comparativement à 26 % de celles qui jugeaient leur santé bonne, très bonne ou excellente.

Naturellement, ces facteurs n'agissent pas isolément. Par exemple, les personnes âgées souffrant d'un problème de santé chronique pourraient ne pas se juger en bonne santé et être plus susceptibles que quelqu'un en meilleure santé d'avoir un médecin de famille. Cependant, si l'on tient compte de ces effets confusionnels éventuels, la plupart des liens observés persistent.

La cote exprimant la possibilité d'avoir été vacciné contre la grippe était significativement plus faible pour les hommes que pour les femmes. Elle était

Tableau 3

Taux et rapports corrigés de cotes, vaccination contre la grippe, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 20 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2000-2001

	Taux	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
	%		
Total	28,1
Sexe			
Hommes	24,4*	0,78*	0,73-0,83
Femmes†	31,6	1,00	...
Groupe d'âge			
20 à 64 ans†	20,9	1,00	...
65 ans et plus	66,8*	6,05*	5,63-6,49
Au moins un problème de santé chronique†			
Oui	47,2*	1,98*	1,83-2,14
Non†	23,6	1,00	...
Revenu du ménage			
Faible†	27,2	1,00	...
Élevé	28,1	1,47*	1,31-1,64
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires†	35,9	1,00	...
Diplôme d'études secondaires	25,3*	1,00	0,91-1,10
Au moins études postsecondaires partielles	26,2*	1,13*	1,03-1,24
Usage du tabac			
N'a jamais fumé†	29,2	1,00	...
Ancien fumeur	32,6*	1,12*	1,04-1,21
Fume quotidiennement/à l'occasion	20,1*	0,79*	0,72-0,86
A un médecin de famille			
Oui	31,4*	2,90*	2,56-3,28
Non†	10,7	1,00	...
Autoévaluation de la santé			
Médiocre/passable†	45,8	1,00	...
Bonne/très bonne/excellente	25,7*	0,66*	0,59-0,73

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

† Catégorie de référence.

‡ Asthme, bronchite chronique/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer, troubles dus à un accident vasculaire cérébral.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

également plus faible pour les personnes qui considéraient leur santé comme étant bonne ou excellente et pour celles qui fumaient que pour les autres. Par contre, avoir un médecin de famille fait augmenter cette cote, de même qu'être un ancien fumeur. En outre, la cote exprimant la possibilité d'avoir été vacciné était plus élevée pour les personnes faisant partie d'un ménage à revenu moyen à élevé. Enfin, même si une proportion assez importante de personnes n'ayant pas de diplôme d'études secondaires avaient été immunisées, si l'on neutralise l'effet des autres variables, la cote

Limites

Les données provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) présentent les problèmes inhérents aux renseignements autodéclarés. Aucune source indépendante ne permet toutefois de vérifier si les personnes qui ont dit avoir reçu un vaccin contre la grippe l'avaient effectivement reçu. Cependant, une étude québécoise a montré que les données autodéclarées sur la vaccination contre la grippe sont valides lorsqu'on les compare aux données des dossiers médicaux²⁹. En outre, nul ne sait si les personnes qui ont dit qu'un professionnel de la santé avait diagnostiqué chez elles un problème de santé chronique souffraient bel et bien de ce problème.

Le *Guide canadien d'immunisation* recommande à l'heure actuelle que les personnes âgées et celles qui souffrent d'un problème de santé chronique leur faisant courir un risque de complications grippales soient vaccinées chaque année³. Ces problèmes de santé sont les troubles cardiaques et pulmonaires chroniques (y compris la dysplasie bronchopulmonaire, la fibrose kystique et l'asthme), le diabète sucré, le cancer, l'immunodéficience, l'immunosuppression, la maladie rénale, l'anémie et l'hémoglobinoopathie. Comme les données sur ces problèmes de santé ne sont recueillies ni lors de l'ENSP ni lors de l'ESCC, le groupe décrit dans le présent article comme souffrant d'un problème de santé chronique qui augmente le risque de complications grippales (asthme, maladie cardiaque, troubles dus à un accident vasculaire cérébral, bronchite chronique/emphysème, diabète ou cancer) est un sous-ensemble de la population cible réelle.

Les données de l'ENSP et de l'ESCC analysées ici ont trait à la population à domicile, ce qui pourrait biaiser les résultats, particulièrement à l'égard des personnes âgées. Ces données ne couvrent pas les résidents des établissements de soins de longue durée, dont les caractéristiques et les expériences vécues pourraient différer de celles des membres de la population à domicile. Qui plus est, même au sein de la population à domicile, les personnes qui ont participé à l'enquête pourraient avoir été en meilleure santé que celles qui n'y ont pas participé et pourraient, se faisant, être plus susceptibles d'adopter des comportements favorables à la santé.

Les résultats de l'ESCC s'appliquent uniquement aux données recueillies durant le quatrième trimestre de collecte, de sorte que la taille de l'échantillon (30 735) est inférieure à la moitié de l'échantillon de l'ENSP de 1996-1997 (environ 66 435) et que la variance des résultats est plus importante. En outre, le quatrième trimestre de la collecte des données de l'ESCC a eu lieu durant l'été, ce qui pourrait avoir influé sur les perceptions de l'état de santé, comparativement aux réponses qui auraient été obtenues en hiver.

exprimant la possibilité d'avoir reçu le vaccin contre la grippe était effectivement plus élevée pour les personnes ayant au moins fait des études postsecondaires partielles que pour les autres. Ce résultat paradoxal reflète probablement la correction pour l'âge.

Pourquoi ne pas se faire vacciner?

Plusieurs facteurs pourraient, selon les experts, contribuer à la sous-utilisation des programmes de vaccination contre la grippe chez les groupes à haut risque, dont le scepticisme quant à l'efficacité du vaccin et l'incertitude au sujet de ses effets secondaires, une attitude cavalière à l'égard de la santé, un manque de contact avec les médecins, le montant peu élevé du remboursement accordé aux médecins pour la vaccination, la perception que la grippe est une maladie bénigne et l'inconfort³⁰⁻³³.

Les résultats de l'ESCC de 2000-2001 révèlent que certains de ces facteurs ont un effet dissuasif, du moins chez les personnes âgées. Si les deux tiers, c'est-à-dire une majorité, des personnes âgées ont été vaccinées contre la grippe en 2000-2001, il n'en reste pas moins qu'un nombre important d'entre elles ne l'ont pas été. La raison principale, mentionnée par 63 % des personnes qui n'avaient pas été vaccinées, était qu'elles ne pensaient pas que cela était nécessaire (tableau 4). Cette proportion est

Tableau 4

Raisons pour lesquelles les personnes âgées n'ont pas été vaccinées contre la grippe, population à domicile de 65 ans et plus non vaccinée, Canada, territoires non compris, 1996-1997 et 2000-2001

	1996-1997	2000-2001
Total non vaccinées (milliers)	1 567	1 146
Raison (%)		
Pas nécessaire	71	63*
N'a pas eu le temps de s'en occuper	12	13
Mauvaise réaction antérieure	9	9
Pas nécessaire selon le médecin	6	5
Crainte	3	3 ^{E1}
Pas disponible	2 ^{E2}	F
Autre	2 ^{E1}	7*

Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, échantillon transversal, Fichier santé; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001, quatrième trimestre

Nota : Comme les réponses multiples ont été acceptées, les totaux sont supérieurs à 100 %.

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

E2 Coefficient de variation compris entre 25,0 % et 33,3 %.

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

* Valeur significativement différente de celle observée pour 1996-1997 ($p < 0,05$).

à la baisse comparativement à 1996-1997, époque où 71 % des personnes qui n'avaient pas été vaccinées avaient cette opinion. Lors des deux périodes, la raison venant au second rang était de ne pas avoir eu l'occasion de s'en occuper; enfin, environ 10 % ont mentionné une mauvaise réaction lors d'une vaccination antérieure. Très peu de personnes âgées ont dit ne pas avoir été vaccinées parce que le vaccin n'était pas disponible.

Mot de la fin

Un nombre croissant de Canadiens essaient de se protéger contre la menace annuelle de la grippe en se faisant vacciner. En 2000-2001, 28 % des personnes de 20 ans et plus ont dit qu'elles avaient reçu le vaccin contre la grippe l'année précédente, proportion en hausse par rapport aux 16 % observés en 1996-1997. Les personnes âgées et celles souffrant d'un problème de santé chronique, deux des groupes visés par les programmes de vaccination contre la grippe des autorités sanitaires depuis le début des années 1990, étaient les plus susceptibles d'avoir reçu le vaccin. Néanmoins, chez les personnes âgées, qui sont particulièrement vulnérables à la grippe et à ses complications, la raison principale de ne pas avoir reçu le vaccin était la conviction que cela n'était pas nécessaire.

Dans un proche avenir, au fur et à mesure que le nombre de Canadiens de 65 ans et plus augmentera, ne pas se faire immuniser pourrait avoir des conséquences sur le système de santé. Comment accroître le taux de vaccination est une question qui a été examinée en profondeur³⁴. Selon des études antérieures, la vaccination est plus probable si un médecin la recommande^{33,35} et si les médecins généralistes envoient un rappel par la poste³². L'analyse des données de l'ESCC montre que le taux de vaccination est significativement plus élevé chez les personnes qui ont un médecin de famille que chez les autres. L'une des approches suggérée est d'offrir le vaccin contre la grippe lors de tout contact avec un prestataire de soins de santé. ●

Remerciements

Les auteurs remercient Theresa Tam d'avoir commenté une version antérieure du manuscrit. Ils remercient aussi les personnes suivantes d'avoir fourni des renseignements sur les programmes de vaccination contre la grippe financés par les services publics de leur province : Elaine Sartison, Alberta; Jane Crickmore, Colombie-Britannique; Michelle Long, Manitoba; Lynn Cochrane, Nouveau-Brunswick; Cathy O'Keefe, Terre-Neuve; Mahnaz Farhang Mehr, Nouvelle-Écosse; Erika Bontovics et Joyce Nsubuga, Ontario; Lamont Sweet et Anne Neatby, Île-du-Prince-Édouard; Lucie St-Onge et Maryse Guay, Québec; et Rosalie Tuchscherer, Saskatchewan.

Références

1. J.F. Macey, P. Zabchuk, B. Winchester *et al.*, « La grippe au Canada : saison 2000-2001 », *Relevé des maladies transmissibles au Canada*, 28(3), 2002, p. 17-28.
2. Santé Canada, « Coalition canadienne pour l'immunisation contre l'influenza », *Relevé des maladies transmissibles au Canada*, 19, 1993, p. 136-146.
3. Comité consultatif national de l'immunisation, « Vaccin contre l'influenza », *Guide canadien d'immunisation*, sixième édition, (Santé Canada, n° H49-8/2002F au catalogue), Ottawa, ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux du Canada, 2002.
4. K.L. Nichol, A. Lind, K.L. Margolis *et al.*, « The effectiveness of vaccination against influenza in healthy, working adults », *New England Journal of Medicine*, 333(14), 1995, p. 889-893.
5. I. Grotto, Y. Mandel, M.S. Green *et al.*, « Influenza vaccine efficacy in young, healthy adults », *Clinical Infectious Diseases*, 26, 1998, p. 913-917.
6. H. Saxen et M. Virtanen, « Randomized, placebo-controlled double blind study on the efficacy of influenza immunization on absenteeism of health care workers », *Pediatric Infectious Disease Journal*, 18, 1999, p. 779-783.
7. T. White, S. Lavoie et M.D. Nettleman, « Potential cost saving attributable to influenza vaccination of school-aged children », *Pediatrics*, 103, 1999, p. 73.
8. C.B. Bridges, W.W. Thompson, M.I. Meltzer *et al.*, « Effectiveness and cost-benefit of influenza vaccination of healthy working adults: A randomized controlled trial », *Journal of the American Medical Association*, 284(13), 2000, p. 1655-1663.
9. K.L. Nichol, « Cost-benefit analysis of a strategy to vaccinate healthy working adults against influenza », *Archives of Internal Medicine*, 161(5), 2001, 12, p. 749-759.

10. P.Y. Lee, D.B. Matchar, D.A. Clements *et al.*, « Economic analysis of influenza vaccination and antiviral treatment for healthy working adults », *Annals of Internal Medicine*, 137(4), 2002, p. 225-231.
11. R.E. Schabas, « Mass influenza vaccination in Ontario: A sensible move », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 164(1), 2000, p. 36-37.
12. V. Demicheli, « Mass influenza vaccination in Ontario. Is it worthwhile? », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 164(1), 2001, p. 38-39.
13. Santé Canada, *Vaccin contre la grippe*, disponible à : http://www.hc-sc.gc.ca/english/iyh/medical/flu_shots.html, site consulté le 25 mars 2003.
14. Santé Canada, *Feuilles d'information, La grippe*, Direction générale de la santé de la population et de la santé publique, disponible à : http://www.hc-sc.gc.ca/pphb-dgspsp/publicat/info/influ_e.html, site consulté le 25 mars 2003.
15. J.F. Macey, Y. Li, B. Winchester *et al.*, « La grippe au Canada : saison 2001-2002 », *Relevé des maladies transmissibles au Canada*, 29(6), 2003, p. 45-59.
16. American Academy of Family Physicians, « Information from your family doctor—influenza vaccine », *American Family Physician*, disponible à : <http://www.aafp.org/afp/20030215/97ph.html>, site consulté le 8 août 2003.
17. National Center for Infectious Diseases, Centers for Disease Control, « *The Influenza (flu) Viruses* », disponible à : <http://www.cdc.gov/ncidod/diseases/flu/viruses.html>, site mis à jour le 20 mai 2003 et consulté le 20 mars 2003.
18. Brock University, *Health Education: Flu*, disponible à : <http://www.brocku.ca/healthservices/pages/flu.html>, site consulté le 8 août 2003.
19. Statistique Canada, Base canadienne de données sur l'état civil.
20. 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.
21. M. Guay, P. Clément et J. Lemaire, *Projets spéciaux de vaccination contre l'influenza et le pneumocoque 2000-2001*, Québec, Institut national de santé publique du Québec, 2002.
22. M. Guay, *Projets spéciaux de vaccination influenza-pneumocoque 1999-2000*, Québec, Institut national de santé publique du Québec, 2000.
23. M. Guay et P. DeWals, « Vaccination contre la grippe », *Enquête sociale et de santé*, deuxième édition, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2001, disponible à : http://www.stat.gouv.qc.ca/publications/sante/e_soc-sante98_pdf.htm.
24. 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).
25. 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).
26. 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).
27. 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).
28. 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.
29. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Survey Research Methods Section, Baltimore, août 1999*.
30. M. Carbonneau, P. DeWals et H. Payette, *Évaluation des avantages d'un programme de vaccination contre l'influenza chez les personnes âgées vivant en milieu ouvert*, Rapport technique de l'étude pilote, Sherbrooke, Département de santé communautaire, 1992.
31. National Coalition for Adult Immunization, *A Call to Action: Improving Influenza and Pneumococcal Vaccination Rates among High-risk Adults, 1998*, compte rendu d'une table ronde tenue par la National Coalition for Adult Immunization, disponible à : <http://www.nfid.org/ncai/publications/roundtable/>, site consulté le 7 septembre 2000.
32. G.A. van Essen, M.M. Kuyvenhoven et R.A. de Melker, « Why do healthy elderly people fail to comply with influenza vaccination? », *Age and Ageing*, 26(4), 1997, p. 275-279.
33. P.A. Bovier, E. Chamot, M. Bouvier Gallacchi *et al.*, « Importance of patients' perceptions and general practitioners' recommendations in understanding missed opportunities for immunizations in Swiss adults », *Vaccine*, 19(32), 2001, p. 4760-4777.
34. T.W. Gyorkos, T.N. Tannenbaum, M. Abrahamowicz *et al.*, « Evaluation of the effectiveness of vaccination delivery methods », *Revue canadienne de santé publique*, supplément, 1994, p. S14-S30.
35. K.L. Nichol, R. MacDonald et M. Hauge, « Factors associated with influenza and pneumococcal vaccination behavior among high-risk adults », *Journal of General Internal Medicine*, 11(11), 1996, p. 673-677.

Annexe

Tableau A
Répartition de certaines caractéristiques, population à domicile de 20 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2000-2001

	Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%
Total	30 735	22 623	100,0
Hommes	14 010	11 075	49,0
Femmes	16 725	11 548	51,0
Groupe d'âge			
20 à 64 ans	24 042	18 958	83,8
65 ans et plus	6 693	3 665	16,2
Vaccin contre la grippe l'année précédente			
Oui	9 097	6 147	27,2
Non	20 806	15 706	69,4
Données manquantes	832	770	3,4
Revenu du ménage			
Faible	4 057	2 302	10,2
Élevé	23 385	18 075	79,9
Données manquantes	3 293	2 245	9,9
A un médecin de famille			
Oui	26 357	19 004	84,0
Non	4 364	3 610	16,0
Données manquantes	14	F	F
Au moins un problème de santé chronique[†]			
Oui	6 852	4 394	19,4
Non	23 875	18 222	80,6
Données manquantes	8	F	F
Niveau de scolarité			
Pas de diplôme d'études secondaires	8 035	5 009	22,1
Diplôme d'études secondaires	5 819	4 432	19,6
Au moins études postsecondaires partielles	16 507	12 945	57,2
Données manquantes	374	236	1,0
Usage du tabac			
N'a jamais fumé	9 107	7 616	33,7
Ancien fumeur	13 117	8 948	39,6
Quotidiennement/à l'occasion	8 455	6 017	26,6
Données manquantes	56	42	0,2
Autoévaluation de la santé			
Médiocre/passable	4 648	2 791	12,3
Bonne/très bonne/excellente	26 066	19 823	87,6
Données manquantes	21	F	F
Province			
Terre-Neuve	818	399	1,8
Île-du-Prince-Édouard	1 893	100	0,4
Nouvelle-Écosse	1 287	689	3,0
Nouveau-Brunswick	1 089	556	2,5
Québec	4 985	5 531	24,5
Ontario	9 165	8 701	38,5
Manitoba	2 006	787	3,5
Saskatchewan	1 871	688	3,0
Alberta	3 335	2 152	9,5
Colombie-Britannique	4 286	3 018	13,3

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

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

† Asthme, bronchite chronique/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer, troubles dus à un accident vasculaire cérébral.

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

Tableau B

Répartition interprovinciale des personnes âgées, des personnes présentant au moins un problème de santé chronique et de la population à domicile de 20 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2000-2001

	65 ans et plus		Au moins un problème de santé chronique [†]				Population totale de 20 ans et plus	
	Taille de l'échantillon	Population estimée	Taille de l'échantillon	Population estimée	Taille de l'échantillon	Population estimée	Taille de l'échantillon	Population estimée
		milliers %		milliers %		milliers %		milliers %
Canada	6 693	3 665 100,0	6 852	4 394 100,0	30 735	22 623 100,0		
Terre-Neuve	126	60 1,6	170	87 2,0	818	399 1,8		
Île-du-Prince-Édouard	453	17 0,5	449	21 0,5	1 893	100 0,4		
Nouvelle-Écosse	303	118 3,2	334	150 3,4	1 287	689 3,0		
Nouveau-Brunswick	221	92 2,5	258	122 2,8	1 089	556 2,5		
Québec	937	894 24,4	1 062	1 050 23,9	4 985	5 532 24,5		
Ontario	2 067	1 413 38,6	2 162	1 716 39,1	9 165	8 701 38,5		
Manitoba	521	143 3,9	411	144 3,3	2 006	787 3,5		
Saskatchewan	514	136 3,7	426	131 3,0	1 871	688 3,0		
Alberta	631	288 7,9	670	411 9,4	3 335	2 152 9,5		
Colombie-Britannique	920	504 13,8	910	561 12,8	4 286	3 018 13,3		

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

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

† Asthme, bronchite chronique/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer, troubles dus à un accident vasculaire cérébral.



Données disponibles

Aperçu des données sur la santé
produites récemment par
Statistique Canada

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Indicateurs de la santé, 2003(2)

Le dernier numéro des *Indicateurs de la santé* (volume 2003, numéro 2) comprend des données sur le revenu des régions sociosanitaires tirées du Recensement de 2001. Les tableaux, qui sont fondés sur le Recensement de 2001, l'Enquête sur la population active et la statistique de l'état civil, ont été révisés pour rendre compte des limites les plus récentes des régions sociosanitaires. Ces données sont aussi présentées par « groupe de régions homologues », c'est-à-dire que les régions sociosanitaires qui comportent des caractéristiques socioéconomiques et démographiques similaires sont regroupées. Les groupes de régions homologues ont été redéfinis récemment à partir des données du Recensement de 2001.

Indicateurs de la santé, une publication sur Internet produite par Statistique Canada et l'Institut canadien d'information sur la santé, sert à mesurer la santé de la population canadienne et l'efficacité du régime de soins de santé. Les indicateurs sont fondés sur des définitions et des méthodes normalisées et ont été conçus pour produire des données comparables tant à l'échelle du pays, des provinces et des territoires que des régions sociosanitaires.

Indicateurs de la santé, volume 2003, numéro 2 (82-221-XIF) est disponible gratuitement à l'adresse suivante : www.statcan.ca. Dans la page « Nos produits et services », sélectionnez « Parcourir les publications Internet », puis « Gratuites », et « Santé ». Pour plus de renseignements, veuillez communiquer avec Brenda Wannell (613-951-8554; brenda.wannell@statcan.ca), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, ou avec Anick Losier (613-241-7860), Institut canadien d'information sur la santé.

Mariages, 2001

En 2001, un total de 146 618 couples ont uni leurs destinées, soit 6,8 % de moins que les 157 395 de l'année précédente. Le nombre de mariages a diminué dans toutes les provinces et tous les territoires, à l'exception des Territoires du Nord-Ouest et du Nunavut. Après s'être maintenu à 5,1 pendant quatre ans, le taux brut de nuptialité a chuté au plus bas niveau jamais observé, soit 4,7 mariages par tranche de 1 000 habitants en 2001.

Les Canadiens continuent de se marier à un âge plus avancé. En 2001, l'âge moyen des mariées était de 31,9 ans, et celui des mariés, de 34,4 ans. Dans les deux cas, les mariés étaient plus âgés de 2,6 ans qu'en 1991. Les mariées et les mariés pour lesquels il s'agissait du premier mariage étaient plus jeunes, ceux-ci étant respectivement âgés de 28,2 ans et de 30,2 ans en 2001.

La plupart des cérémonies de mariage en 2001 ont été célébrées par des membres du clergé (76,4 %). Les 23,6 % de mariages qui restent ont été célébrés par des commissaires au mariage, des juges, des juges de paix, des greffiers de tribunaux et d'autres laïcs.

Les tableaux standard *Mariages, 2001* (84F0212XPB, 22 \$) sont maintenant en vente. Pour obtenir des renseignements généraux ou pour commander des totalisations personnalisées, communiquez avec les Services personnalisés à la clientèle (613-951-1746; hd-ds@statcan.ca). 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 Brent Day (613-951-4280; brent.day@statcan.ca), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

Établissement de soins pour bénéficiaires internes, 1999-2000 à 2001-2002

Les établissements de soins pour bénéficiaires internes ont représenté environ les trois quarts (74 %) de la capacité maximale de lits dans le secteur de la santé en 2001-2002, le reste de la capacité maximale, soit 26 %, se retrouvant dans les hôpitaux. (En raison de différences en ce qui a trait à la soumission des données, ces données excluent le Québec.)

La capacité maximale de lits des établissements de soins pour bénéficiaires internes en 2001-2002 était de 188 357 lits, alors qu'elle était de 201 009 lits en 1991-1992. La majeure partie de cette baisse est attribuable à une diminution de la capacité maximale des établissements destinés aux personnes atteintes d'un retard de développement et de troubles psychiques.

Les établissements de soins pour personnes âgées représentaient 77 % du nombre total de lits approuvés dans l'ensemble des établissements de soins pour bénéficiaires internes. Les taux d'occupation de ces établissements sont demeurés relativement stables au cours des 10 dernières années, se maintenant entre 97 % et 98 % des lits exploités.

Les coûts des soins directs aux bénéficiaires ont représenté 51 % des dépenses totales des établissements de soins pour bénéficiaires âgés en 2001-2002, comparativement à 46 % en 1991-1992. Les coûts des soins directs comprennent les services infirmiers et thérapeutiques ainsi que les médicaments, mais ils excluent les repas et les frais administratifs.

En 2001-2002, les coûts par journée-résident dans les établissements pour bénéficiaires internes âgés étaient de 115 \$, comparativement à 96 \$ en 1996-1997. Cette hausse est principalement attribuable aux coûts croissants dans les établissements publics, qui sont passés de 105 \$ par journée-résident en 1996-1997 à 130 \$ en 2001-2002. Au cours de la même période, les coûts par journée-résident dans les établissements privés sont passés de 80 \$ à 95 \$.

Les coûts ont aussi augmenté dans les autres établissements de soins pour bénéficiaires internes (c'est-à-dire ceux destinés aux personnes atteintes d'un handicap physique, d'un retard de développement, de troubles psychiques, d'alcoolisme et de toxicomanie ainsi que ceux destinés aux délinquants, aux personnes itinérantes et aux enfants souffrant de troubles émotifs). Les coûts par journée-résident étaient de 158 \$ en 2001-2002, comparativement à 134 \$ en 1996-1997. Les coûts des soins directs dans ces établissements ont représenté 69 % des dépenses totales en 2001-2002, comparativement à 58 % en 1991-1992.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Richard Trudeau (613-951-8782; richard.trudeau@statcan.ca) ou avec les Services personnalisés à la clientèle (613-951-1746; hd-ds@statcan.ca), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

Décès, 2001

L'espérance de vie à la naissance a augmenté légèrement en 2001, atteignant un nouveau sommet, tant pour les hommes que pour les femmes. Une femme née en 2001 pouvait s'attendre à vivre 82,2 ans, soit 0,2 an de plus qu'en 2000. L'espérance de vie à la naissance des hommes s'est établie à 77,1 ans en 2001, en hausse de 0,3 an. L'espérance de vie des hommes et des femmes confondus s'est établie à 79,7 ans en 2001.

L'écart entre l'espérance de vie des hommes et des femmes a diminué, passant de 5,2 ans en 2000 à 5,1 ans en 2001. Il s'agit d'une tendance à la réduction de l'écart qui se poursuit depuis 20 ans. Depuis 1979, l'espérance de vie des hommes s'est accrue de 5,7 ans, tandis que celle des femmes a augmenté de 3,4 ans.

Au total, 219 538 personnes sont décédées en 2001, une hausse de 0,7 % par rapport au total de 218 062 personnes décédées en 2000. Même si seuls le Québec, l'Alberta, la Colombie-Britannique et les Territoires du Nord-Ouest ont connu des augmentations du nombre de décès en 2001 par rapport à l'an 2000, ces hausses ont été suffisamment importantes pour contrebalancer les diminutions du nombre de décès dans les autres provinces et territoires.

Étant donné que la taille de la population canadienne a augmenté plus rapidement que le nombre de décès, le taux brut de mortalité, soit le nombre de décès pour 100 000 habitants, s'est maintenu à 7,1.

Le taux de mortalité infantile a diminué légèrement en 2001, passant à 5,2 décès infantiles pour 1 000 naissances vivantes. Le taux de mortalité maternelle a augmenté, passant à 7,8 décès maternels pour 100 000 naissances vivantes. Même si ce taux représentait seulement 26 décès, il n'en demeure pas moins à son niveau le plus élevé depuis 1982. On entend par décès maternel le décès d'une femme à la suite de complications survenues pendant sa grossesse ou dans l'année suivant la fin de celle-ci.

Les décès attribuables à la grippe en 2001 ont chuté de 83,8 % par rapport à l'année précédente. Moins de 100 personnes ont été emportées par la grippe en 2001, comparativement à plus de 500 en 2000.

La publication *Décès, 2001* (84F0211XIF, gratuite) est maintenant disponible. À la page « Nos produits et services », sous « Parcourir les publications Internet », choisissez « Gratuites », puis « Santé ». Pour obtenir des renseignements généraux ou pour commander des totalisations spéciales, communiquez avec les Services personnalisés à la clientèle (613-951-1746; hd-ds@statcan.ca). 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, Statistique Canada.

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
 120 avenue Parkdale
 Ottawa (Ontario)
 K1A 0T6
 Téléphone (Canada et États-Unis) : 1 800 267-6677
 Télécopieur (Canada et États-Unis) : 1 877 287-4369
 Courriel : infostats@statcan.ca

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	63 \$ 22 \$
	82-003-XIf	Internet	48 \$ 17 \$
La santé de la population canadienne - Rapport annuel 2002	82-003-SIf	Internet	Gratuit
	82-003-SPf	Papier	22 \$
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
Régions socio-sanitaires : limites et correspondance avec la géographie du recensement	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
Cancer			
Statistique sur le cancer (Incidence du cancer au Canada; Registre canadien du cancer - Dictionnaire des données d'entrée; Statistiques sur la survie au cancer; La filière du cancer, bulletin des registres du cancer au Canada)	86-601-XIf	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 \$
Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – établissements de soins de santé	82M0010GPF	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 sur la santé dans les collectivités canadiennes			
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - Santé mentale et bien-être	82-617-XIF	Internet	Gratuit
Contenu optionnel et autres tableaux connexes, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes	82-577-XIF	Internet	Gratuit
Profil de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes	82-576-XIF	Internet	Gratuit
Accès aux services de soins de santé au Canada, 2001	82-575-XIF	Internet	Gratuit
Espérance de vie			
Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997	84-537-XIF	Internet	15 \$
Établissements de soins			
Établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1998-1999 (Ces données sont disponibles sous forme de totalisations spéciales en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)			
État civil			
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001XPB	Papier	22 \$
Causes de décès	84F-208-XIF	Internet	Gratuit
Mortalité, liste sommaire des causes	84F0209XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes, 1997	84F0209XIB	Internet	Gratuit
Naissances	84F0210XPB	Papier	20 \$
Décès	84F0211XIF	Internet	Gratuit
Mariages	84F0212XPB	Papier	22 \$
Divorces	84F0213XPB	Papier	20 \$
Causes principales de décès	84F0503XPB	Papier	20 \$
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

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

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



Fichiers de microdonnées

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

Services personnalisés à la clientèle

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

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

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

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



ENQUÊTES SUR LA SANTÉ DE LA POPULATION

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

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

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

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

Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)

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

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

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

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

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

Pour plus de renseignements, veuillez visiter notre site Web

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

Le Canada en statistiques

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

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

Centres de données de recherche statistique

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