



N° 82-003-XIF au catalogue

Rapports sur la santé

Vol. 17, n° 2

- Grossesse et médicaments
- Survie au cancer : prévisions
- Immunisation antigrippale universelle en Ontario
- Vaccination antigrippale : aperçu national



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 à www.statcan.ca.

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 services de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Renseignements pour accéder ou commander le produit

Le produit n° 82-003-XIF au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.ca et de choisir la rubrique Nos produits et services.

Ce produit, n° 82-003-XPF au catalogue, est aussi disponible en version imprimée standard 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

Les prix ne comprennent pas les taxes sur les ventes.

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 des finances
Immeuble R.-H.-Coats, 6^e étage
120, avenue Parkdale
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne auprès des agents et librairies autorisés.

Lorsque vous signalez 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. Les normes de services à la clientèle sont aussi publiées dans le site Web à www.statcan.ca sous À propos de Statistique Canada > Offrir des services aux Canadiens.



Statistique Canada
Division de la statistique de la santé

Rapports sur la santé

Volume 17, numéro 2

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2006

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou " Adapté de ", s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Mai 2006

N^o 82-003-XIF au catalogue, vol. 17, n^o 2
ISSN 1209-1375

N^o 82-003-XPF au catalogue, vol. 17, n^o 2
ISSN 1492-7128

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

This publication is available in English upon request (Catalogue no. 82-003-XIE).

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*

Rédactrices en chef

Anik Lacroix
Christine Wright

Rédactrice principale

Mary Sue Devereaux

Rédactrice

Barbara Riggs

Rédacteur adjoint

Marc Saint-Laurent

Supervision de la production

Nicole Leduc

Production et composition

Agnes Jones
Robert Pellarin

Vérification des données

Julia Gal

Administration

Céline Desfonds

Rédacteurs associés

Owen Adams
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 comporte les volets suivants : « Travaux de recherche » et « Santé en bref ». Le volet « Travaux de recherche » présente des analyses approfondies soumises à un examen anonyme par des pairs. Le volet « Santé en bref » offre de courts articles essentiellement descriptifs qui reposent principalement sur des données d'enquêtes et sur des données administratives produites par la Division de la statistique de la santé. Les articles des deux volets sont répertoriés dans Index Medicus et MEDLINE.

Vous trouverez des renseignements sur les commandes ou les abonnements sous la rubrique « Pour commander les publications ». On peut obtenir d'autres renseignements en s'adressant à la rédactrice en chef, *Rapports sur la santé*, Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, 2^e étage, pièce 2602, immeuble Principal, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-1765. 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

Consommation de médicaments par les femmes enceintes 9

Didier Garriguet

La consommation de médicaments chez les femmes en âge de procréer – y compris chez les femmes enceintes – a augmenté au cours des 10 dernières années. Bien que la proportion de femmes enceintes qui consomment des médicaments ait augmenté, elle demeure inférieure à celle observée parmi leurs contemporaines qui ne sont pas enceintes. Chez les femmes qui ont donné naissance à un enfant en 2001 ou en 2002, plus du quart (27 %) ont dû avoir pris des médicaments sur ordonnance pendant leur grossesse.

Survie au cancer – prévisions mises à jour d'après l'analyse par période 21

Larry F. Ellison et Laurie Gibbons

L'analyse par période tend à démontrer que la survie à long terme des Canadiens chez qui un cancer a récemment été diagnostiqué serait plus longue que l'estimation de la survie faite auparavant d'après l'analyse de cohortes. Les accroissements les plus importants du ratio de survie relative à 10 ans sont ceux prévus à l'égard des cancers de la prostate et du rectum. Quant au ratio de survie relative à 5 ans, les plus fortes augmentations prévues touchent les cancers du col de l'utérus, du rectum et la leucémie.

Effet de l'immunisation universelle contre la grippe sur les taux de vaccination en Ontario 35

Jeff C. Kwong, Christie Sambell, Helen Johansen,
Thérèse A. Stukel et Douglas G. Manuel

Bien que les taux de vaccination contre la grippe aient nettement augmenté entre 1996-1997 et 2003, ils ont augmenté de façon beaucoup plus appréciable en Ontario que dans l'ensemble des autres provinces. À la suite de l'entrée en vigueur du programme universel d'immunisation en Ontario, une hausse sensible de la vaccination a été observée chez les personnes de moins de 65 ans, chez celles dont le niveau de scolarité était élevé, et chez celles dont le revenu du ménage était parmi les plus élevés.

.....

Santé en bref

Vaccination contre la grippe – tendances nationales et provinciales ou territoriales..... 49

Helen Johansen, Christie Sambell et Wenxia Zhao

- *En 2003, quelque 7,1 millions de Canadiens de 12 ans et plus (28 %) ont dit avoir été vaccinés contre la grippe l'année précédente.*
- *Près de la moitié des Canadiens (47 %) qui étaient aux prises avec l'un des problèmes de santé suivants avaient été vaccinés contre la grippe : asthme, bronchite chronique/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer ou séquelles d'un accident vasculaire cérébral.*
- *Les deux tiers des personnes ayant entre 65 et 79 ans ont dit avoir été vaccinées contre la grippe; chez celles de 80 ans et plus, les trois quarts l'avaient été.*

Pour commander les publications

..... 59

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 elements. On the left, there are stylized human figures. The top figure has a face with rectangular eyes and a mouth, and a thick white outline. Below it, another figure is partially visible. At the bottom, a large gear is shown with a thick 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



C

onsommation de médicaments par les femmes enceintes

Didier Garriguet

Résumé

Objectifs

La présente étude porte sur la consommation de médicaments chez les femmes de 15 à 49 ans. Elle compare à cet égard les femmes enceintes à celles qui ne le sont pas et dresse aussi le portrait des femmes qui consomment des médicaments durant la grossesse.

Sources des données

L'analyse repose en partie sur des données provenant des cycles de 1994-1995 à 2002-2003 de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ). Elle se fonde aussi sur des données tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2003 et de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997.

Techniques d'analyse

Les estimations de la consommation de médicaments sont fondées sur des données transversales. Les facteurs associés à la consommation de médicaments ont été déterminés par régression logistique.

Principaux résultats

La consommation de médicaments par les femmes de 15 à 49 ans a augmenté au cours des 10 dernières années. Bien que la proportion de femmes enceintes qui consomment des médicaments ait augmenté, elle demeure inférieure à celle observée chez les autres femmes du même âge. Plus du quart des femmes (27 %) ont dit avoir pris des médicaments délivrés sur ordonnance quand elles étaient enceintes.

Mots-clés

Médicaments délivrés sur ordonnance, fœtus, médicaments en vente libre, grossesse.

Auteur

Didier Garriguet (613-951-7187; Didier.Garriguet@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

L'impact du comportement de la femme enceinte sur le développement de son bébé n'est aujourd'hui plus mis en doute. Les risques associés à l'usage du tabac et à la consommation d'alcool durant la grossesse sont notamment bien connus, comme en témoignent les travaux de nombreux auteurs¹⁻⁷. Les femmes enceintes sont d'ailleurs vivement encouragées à consulter un professionnel de la santé avant de prendre quelque médicament, ne serait-ce que ceux en vente libre.

Les médicaments sont rarement testés chez la femme enceinte en raison des risques que pourrait encourir le fœtus⁸. Ce que l'on sait des effets des médicaments sur l'enfant à naître vient, entre autres, des essais cliniques, des études de cohortes ou de cas, et des registres des médicaments que tiennent généralement les sociétés pharmaceutiques. Ces études portent non seulement sur les effets de la consommation de médicaments par les femmes enceintes, mais aussi sur les conséquences éventuelles chez l'enfant, comme la prématurité, le faible poids à la naissance, la mortalité infantile et les malformations⁹. L'information sur les effets à long terme reste cependant plus limitée.

Méthodologie

Sources des données

Les estimations de la consommation de médicaments durant la grossesse sont fondées sur des données longitudinales provenant des cinq premiers cycles de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), réalisés de 1994-1995 à 2002-2003. Les comparaisons de la consommation de médicaments chez les femmes enceintes et chez les autres femmes en âge de procréer sont fondées sur des données provenant 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 2003.

L'ELNEJ est une enquête longitudinale qui a été lancée en 1994-1995 afin de faire le suivi d'enfants de 0 à 11 ans jusqu'à l'âge de 25 ans et d'en brosser le portrait. Elle est réalisée tous les deux ans. Une composante transversale est également réalisée tous les deux ans auprès d'un échantillon d'enfants de 0 à 1 an qui est suivi pendant trois cycles, jusqu'à ce que les enfants atteignent l'âge de 5 ans.

La détermination des facteurs associés à la consommation de médicaments (sur ordonnance ou en vente libre) par les femmes enceintes s'appuie sur les données regroupées provenant des cinq premiers cycles. En tout, 20 738 mères biologiques ayant toujours vécu avec leur enfant ont été sélectionnées dans l'échantillon. Les taux de réponse transversaux sont de 86,3 % pour le cycle 1 (1994-1995), 90,4 % pour le cycle 2 (1996-1997), 85,2 % pour le cycle 3 (1998-1999), 74,2 % pour le cycle 4 (2000-2001) et 74,0 % pour le cycle 5 (2002-2003). Les enfants ont été sélectionnés d'après la base de sondage de l'Enquête sur la population active ou d'après le registre des naissances (uniquement pour les enfants de 1 an sélectionnés au cycle 3). Pour obtenir plus de renseignements sur la méthodologie de l'ELNEJ, consulter le site Web de Statistique Canada¹⁰.

L'ENSP, qui a débuté en 1994-1995, est conçue pour recueillir des renseignements sur la santé de la population canadienne tous les deux ans. Son champ d'observation comprend la population à domicile et les personnes vivant en établissements de santé des dix provinces et des trois territoires, sauf les habitants des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées.

Pour chacun des trois premiers cycles de l'ENSP (1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999), deux fichiers de données transversaux ont été créés. Le Fichier général contient des données sur les caractéristiques sociodémographiques et des données générales sur la santé (recueillies au moyen du Questionnaire général). Le

Fichier santé contient, pour chaque ménage, des données détaillées sur la santé recueillies (au moyen du Questionnaire sur la santé) auprès d'un membre du ménage sélectionné au hasard, ainsi que l'information générale sur la santé concernant cette personne figurant dans le Fichier général. À partir de 2000-2001, l'ENSP est devenue une enquête strictement longitudinale et les questionnaires général et sur la santé ont été combinés.

Pour les trois premiers cycles de l'ENSP, deux taux de réponse transversaux ont été calculés, celui des ménages et le taux individuel. Le taux de réponse des ménages est égal au pourcentage de ménages pour lesquels on a recueilli au moins les réponses au Questionnaire général pour le participant sélectionné au hasard. Le taux de réponse individuel est égal au pourcentage de ménages pour lesquels les réponses au Questionnaire sur la santé ont été recueillies à l'égard du participant sélectionné au hasard. En 1996-1997, le taux de réponse des ménages était de 82,6 % et le taux de réponse individuel, de 95,6 %. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP sont décrits plus en détail dans des articles parus antérieurement^{11,12}.

La proportion de femmes en âge de procréer qui avaient consommé des médicaments durant le mois qui a précédé l'entrevue de 2003 de l'ESCC a été calculée d'après des données recueillies auprès des femmes de 15 à 49 ans qui faisaient partie du sous-échantillon du cycle 2.1 de l'ESCC.

L'ESCC, qui est réalisée tous les deux ans, est conçue en vue de recueillir des renseignements transversaux sur la santé de la population canadienne. L'enquête et ses sous-échantillons couvrent la population à domicile de 12 ans et plus des provinces et des territoires, sauf les résidents des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. La collecte des données du cycle 2.1 a débuté en janvier 2003 et s'est terminée en décembre de cette année-là. Le taux de réponse était de 81,2 %, ce qui a produit un sous-échantillon de 38 072 personnes. La méthodologie de l'ESCC est décrite dans un article paru antérieurement¹³.

Techniques d'analyse

La consommation de médicaments, d'alcool et de cigarettes par les femmes enceintes entre 1993 et 2002 a été estimée au moyen de données transversales provenant de l'ELNEJ, en se fondant sur l'année de naissance de l'enfant.

Les différences de consommation de médicaments selon le type de médicaments ont été calculées d'après des données transversales provenant de l'ENSP de 1996-1997 et de l'ESCC de 2003. Le test

Méthodologie - fin

de Bonferroni a été utilisé pour déterminer si les écarts entre la consommation par les femmes enceintes et par les autres femmes en âge de procréer étaient significatifs, en fixant le seuil de signification à $p < 0,05$.

Les proportions de femmes ayant consommé des médicaments le mois qui a précédé l'entrevue de l'ENSP de 1996-1997 ont été calculées d'après des données recueillies auprès de 22 778 femmes de 15 à 49 ans pour lesquelles les renseignements sur la consommation de médicaments et sur les facteurs susceptibles d'influencer cette consommation étaient disponibles. En tout, 56 femmes ont été exclues de l'analyse parce qu'elles n'avaient pas répondu affirmativement ou n'avaient pas répondu du tout à la question quant à savoir si elles étaient enceintes. Enfin, 60 autres ont été exclues des calculs de la consommation de médicaments selon le type.

La régression logistique a été utilisée pour déterminer les facteurs associés à la consommation de médicaments le mois qui a précédé les entrevues de l'ESCC et de l'ENSP. Les caractéristiques de la mère incluses dans le modèle étaient la situation de femme enceinte ou non, la province de résidence, l'âge, l'existence de problèmes de santé chroniques, le statut d'immigrante, le niveau de scolarité et le revenu du ménage. En général, on a choisi comme groupe de référence celui qui était le plus nombreux dans la population. Fait exception le revenu du ménage, pour lequel le groupe de revenu « le plus élevé » a été choisi comme groupe de référence.

Les facteurs associés à la consommation de médicaments délivrés sur ordonnance ou en vente libre ont été déterminés d'après les observations obtenues par regroupement des données transversales provenant des cinq premiers cycles de l'ELNEJ. Puis, les caractéristiques associées à la consommation de médicaments durant la grossesse ont été identifiées par régression logistique. Les données ont été pondérées au moyen des poids transversaux totaux calculés pour chaque cycle, représentant les enfants âgés de 0 à 1 an au moment de l'entrevue de l'enquête. On a inclus dans les modèles les mêmes caractéristiques que celles utilisées pour les données de l'ESCC et de l'ENSP, auxquelles on

a ajouté l'appartenance à un ménage monoparental et le cycle de collecte. La situation de femme enceinte ou non a été omise, parce que l'analyse ne portait que sur les femmes ayant eu un enfant.

Comme les taux de non-réponse partielle étaient faibles, on n'a pas tenu compte de la non-réponse dans les données de l'ELNEJ. L'analyse ne portait que sur les mères biologiques ayant répondu aux questions sur la consommation de médicaments. Les cas de non-réponse pour un problème de santé chronique, par exemple, ont été imputés comme ne présentant pas la caractéristique.

En ce qui concerne l'ESCC et l'ENSP, les cas de « données manquantes » au sujet de la consommation de médicaments ou du type de médicaments ont été exclus des calculs des taux de prévalence et de l'analyse par régression logistique. Comme les taux de non-réponse partielle étaient très faibles, les enregistrements présentant des données manquantes pour l'existence d'un problème de santé chronique, le niveau de scolarité et le statut d'immigrante ont été exclus. En tout, 186 enregistrements de l'ESCC et 85 enregistrements de l'ENSP ont été éliminés parce que des données manquaient sur la consommation de médicaments. En outre, 145 enregistrements de l'ESCC et 175 enregistrements de l'ENSP ont été supprimés parce que des données manquaient pour l'une des autres questions. Une catégorie « données manquantes » a été créée pour le revenu du ménage pour les cas de non-réponse à cette question (13 % pour l'ESCC et 19 % pour l'ENSP). L'analyse porte sur 9 826 enregistrements correspondant à des femmes en âge de procréer provenant de l'ESCC et 22 518 provenant de l'ENSP.

Le degré de signification des écarts entre les taux de prévalence de la consommation de divers médicaments, des écarts entre les types de médicaments et des écarts entre les rapports de cotes a été calculé par la méthode du *bootstrap*, qui tient compte des effets du plan de sondage^{14,15}. La méthode du *bootstrap* a également été utilisée pour vérifier le degré de signification des différences entre les taux de consommation en 1993-1994 et 2001-2002. Le seuil de signification a été fixé à $p < 0,05$.

La US Food and Drug Administration (FDA) a classé les risques liés à la consommation de médicaments durant la grossesse en cinq catégories. Celles-ci sont définies selon que le médicament a été testé ou non et selon qu'il pose ou non un risque pour le fœtus¹⁶. Les médicaments qui ont fait l'objet d'un essai chez la femme et pour lesquels, d'après les résultats, il existe une infime possibilité qu'ils soient nuisibles au fœtus sont classés dans la catégorie A. Les médicaments regroupés dans la catégorie B correspondent à deux situations possibles : soit les études chez l'animal n'ont révélé aucun risque pour le fœtus et aucune étude avec témoin n'a été réalisée chez la femme, soit les études chez l'animal ont indiqué un effet indésirable, mais pas les études avec témoin chez la femme. La catégorie C englobe les médicaments dont les essais chez l'animal ont indiqué un risque pour le fœtus, ainsi que ceux dont les effets demeurent inconnus. Les médicaments qui présentent un risque pour le fœtus, mais dont les bienfaits constituent un risque acceptable pour la mère, sont classés dans la catégorie D. Enfin, les médicaments qui demeurent dangereux pour la mère rentrent dans la catégorie X. Selon une étude réalisée récemment aux États-Unis, un peu moins de 5 % des femmes enceintes prennent des médicaments des catégories D ou X, et près de 38 % prennent des médicaments de la catégorie C¹⁶.

La consommation de médicaments de l'ensemble de la population canadienne a augmenté ces dernières années¹⁷. Selon l'Enquête sur les dépenses des ménages réalisée par Statistique Canada, en 2003, chaque ménage a dépensé, en moyenne, 268 \$ pour l'achat de médicaments délivrés sur ordonnance, ce qui équivaut à une hausse de 198 \$ par rapport à 1997. Même en tenant compte du coût réel plus élevé des médicaments en 2003, cela représente un accroissement de 21 % au cours de la période¹⁸.

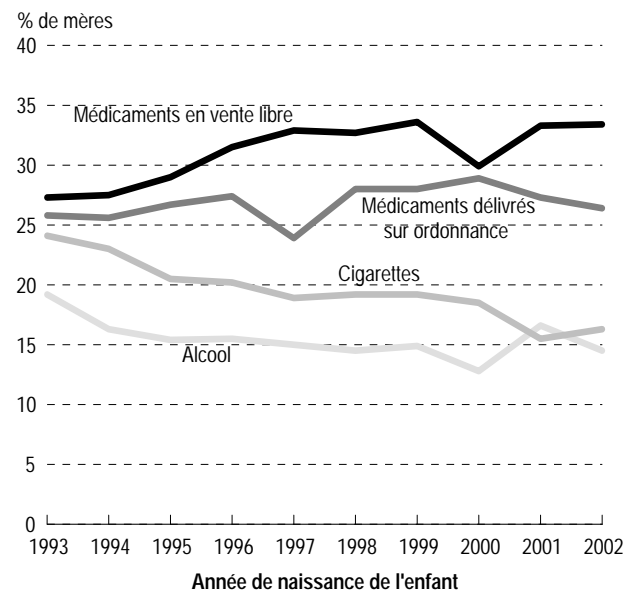
La présente étude examine la consommation de médicaments par les femmes enceintes qui ont entre 15 et 49 ans. Elle repose dans un premier temps sur des données provenant des cinq premiers cycles (1994-1995 à 2002-2003) de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes

(ELNEJ) (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*). De plus, les données tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2003 et de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 permettent, dans un deuxième temps, de comparer la consommation de médicaments des femmes selon qu'elles sont ou non enceintes et selon le type de médicaments consommés.

Augmentation de la consommation de médicaments

Contrairement à la consommation de cigarettes et d'alcool, qui a diminué chez les femmes enceintes au cours des 10 dernières années, la consommation de médicaments qu'on associe à ces dernières a augmenté (graphique 1). Cette hausse est attribuable à l'usage croissant de médicaments *en vente libre*. Ainsi, le pourcentage de femmes qui ont dit avoir pris ce genre de médicaments pendant leur grossesse est passé de 27 % en 1993 à 33 % en 2003. La consommation de médicaments délivrés

Graphique 1
Pourcentage de mères qui ont fumé des cigarettes ou consommé de l'alcool ou des médicaments durant la grossesse, selon l'année de naissance de l'enfant, Canada, territoires non compris, 1993 à 2002



Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 à 2002-2003

Définitions

L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), qui est conçue pour suivre des enfants au cours du temps, contient également des questions au sujet du comportement de la mère durant la grossesse. Dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), il est demandé aux femmes de 15 à 49 ans si elles sont enceintes au moment de l'entrevue.

La *consommation de médicaments durant la grossesse* est fondée sur les questions de l'ELNEJ suivantes : « Avez-vous consommé des médicaments prescrits pendant que vous étiez enceintes de...? » et « Avez-vous consommé des médicaments en vente libre pendant que vous étiez enceinte de...? »

En plus de la consommation de médicaments, l'ELNEJ contient des questions s'adressant à la mère biologique de l'enfant sélectionné visant à déterminer si elle a fumé des cigarettes ou consommé de l'alcool durant sa grossesse. La catégorie *Usage du tabac* comprend les mères qui ont répondu « Oui » à la question « Avez-vous fumé pendant que vous étiez enceinte de...? » Enfin, la catégorie *Consommation d'alcool durant la grossesse* comprend les mères qui ont donné toute autre réponse que « Jamais » à la question « À quelle fréquence avez-vous consommé de l'alcool pendant que vous étiez enceinte de... (p. ex. de la bière, du vin, des spiritueux)? »

L'ESCC et l'ENSP contiennent des questions sur la *consommation de médicaments le mois précédant*, c'est-à-dire le mois qui a précédé l'entrevue de l'enquête. Les femmes qui ont répondu « Oui » à au moins l'une des 21 questions sur des médicaments particuliers ou qui ont répondu « Oui » à la question « Avez-vous pris tout autre médicament? » ont été considérées comme ayant consommé des médicaments le mois précédant. La liste de médicaments est la même pour les deux enquêtes, mais le questionnaire de l'ESCC contient un plus grand nombre d'exemples. La liste de médicaments du tableau 1 est basée sur les réponses aux questions suivantes de l'ESCC (les termes en *italique* représentent des détails non demandés dans l'ENSP) :

« Au cours du dernier mois, avez-vous pris :

- des analgésiques, comme l'Aspirine ou le Tylenol (y compris les médicaments contre l'arthrite et les anti-inflammatoires)? »
- des remèdes contre le rhume ou la grippe? »
- des pilules contraceptives? »
- de la pénicilline ou d'autres antibiotiques? »
- des médicaments contre les allergies, *comme le Reactine ou l'Allegra?* » (le Sudafed est également donné comme exemple dans l'ENSP)
- des médicaments contre les maux d'estomac? »
- de la codéine, du Demerol ou de la morphine? »
- des médicaments contre l'asthme tels que *des médicaments en inhalateur ou en nébuliseur?* »
- des antidépresseurs tels que *le Prozac, le Paxil ou l'Effexor?* »

La catégorie *Autre(s) médicament(s)* comprend les pilules pour maigrir, les médicaments pour le cœur et pour la tension artérielle, les diurétiques, les stéroïdes, l'insuline, les pilules pour contrôler le

diabète, les somnifères, les laxatifs, les hormones pour le traitement de la ménopause ou des symptômes de vieillissement, les médicaments pour la thyroïde, ou tout autre médicament.

Dans le cadre de l'ELNEJ, l'existence de *problèmes de santé chroniques* chez les mères est établie en posant des questions au sujet de problèmes de santé de longue durée. Au cycle 1, la liste contenait 21 problèmes de santé; une catégorie « autre » regroupait les problèmes mentionnés ne figurant pas sur la liste. Pour l'ESCC, l'existence de problèmes de santé chroniques chez les mères est établie d'après les réponses affirmatives à une question où sont énumérés 30 problèmes de santé chroniques. Dans le cadre de l'ENSP, il est demandé si un spécialiste a diagnostiqué tout problème de santé chronique figurant sur une liste en contenant 20; ces 20 problèmes de santé figurent tous sur la liste de l'ESCC. Pour l'une et l'autre enquête, la question sur les problèmes de santé chroniques comprend une catégorie « Autre ».

Cinq catégories ont été créées pour l'*âge de la mère* : moins de 25 ans, 25 à 29 ans; 30 à 34 ans; 35 à 39 ans; et 40 ans et plus. Dans le cas de l'ESCC et de l'ENSP, l'âge recueilli est celui au moment de l'entrevue, tandis que pour l'ELNEJ, il s'agit de celui au moment de la naissance de l'enfant.

Dans les trois enquêtes, le *niveau de scolarité* reflète le plus haut niveau atteint par la mère au moment de l'entrevue, à savoir pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires ou au moins des études postsecondaires partielles.

Le *revenu du ménage* est fondé sur le nombre de membres du ménage et le revenu total du ménage en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue. Les groupes de revenu du ménage s'appliquent aux trois enquêtes.

Groupe de revenu du ménage	Nombre de membres du ménage	Revenu total du ménage
Inférieur	1 ou 2	Moins de 15 000 \$
	3 ou 4	Moins de 20 000 \$
	5 ou plus	Moins de 30 000 \$
Moyen	1 ou 2	15 000 \$ à 59 999 \$
	3 ou 4	20 000 \$ à 79 999 \$
	5 ou plus	30 000 \$ à 79 999 \$
Supérieur	1 ou 2	60 000 \$ et plus
	3 ou plus	80 000 \$ et plus

Dans le cas de l'ELNEJ, le revenu du ménage, le niveau de scolarité et l'appartenance à un ménage monoparental sont des variables observées au moment de l'entrevue, 6 à 18 mois après la naissance de l'enfant.

Dans le cas de l'ENSP, le *statut d'immigrante* est basé sur le pays de naissance (autre que le Canada); dans celui de l'ESCC et de l'ELNEJ, ne pas avoir la citoyenneté canadienne à la naissance équivalait au statut d'immigrante.

La *famille monoparentale* s'entend d'un enfant vivant avec un seul parent au moment de l'entrevue de l'ELNEJ.

Limites

L'unité d'échantillonnage de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) est l'enfant. La présente analyse porte sur les renseignements recueillis au sujet des mères biologiques des enfants sélectionnés pour participer à l'enquête. Seules les naissances vivantes ont été prises en considération; par conséquent, la consommation de médicaments ou d'autres comportements durant la grossesse susceptibles d'avoir causé une mortinaissance sont exclus. En outre, les données de l'ELNEJ ne permettent pas de déterminer précisément quel était le médicament consommé, ni son type. Certaines femmes pourraient avoir considéré l'acide folique ou les vitamines prénatales comme des médicaments, même si elles suivaient les recommandations de leur médecin et (ou) de Santé Canada^{19,20}. L'ELNEJ ne contient pas de questions sur la consommation d'acide folique ou de vitamines prénatales par les femmes enceintes.

Toutes les données sont autodéclarées et, par conséquent, sujettes à des erreurs de remémoration ou à des erreurs dues à la mauvaise compréhension des questions. Étant donné le temps écoulé entre la grossesse et le moment des entrevues des enquêtes, il est possible que certaines femmes se soient souvenues incorrectement de certains détails de leur consommation de médicaments. En outre, certaines caractéristiques du ménage au moment de l'entrevue pourraient avoir été différentes de celles qui existaient au moment de la grossesse.

Durant l'entrevue de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et celle de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), on a demandé aux femmes si elles étaient enceintes et quelle avait été leur consommation de médicaments le mois précédant. Il se pourrait toutefois que certaines d'entre elles aient été enceintes à ce moment-là, mais ne le savaient pas encore.

La distinction entre les médicaments délivrés sur ordonnance et les médicaments en vente libre n'est pas toujours précise. Parfois, le même médicament peut être acheté en vente libre ou être prescrit par un médecin.

sur ordonnance est, quant à elle, demeurée relativement stable, autour de 26 %, quoiqu'elle ait atteint un sommet de 29 % en 2000.

Les femmes enceintes et les professionnels de la santé sont généralement conscients des risques que pose la consommation de médicaments. Or, cette consommation a certes augmenté ces dernières années. Malgré cela, la prise en compte de certains

facteurs dans l'analyse des données de l'ESCC de 2003 est à cet égard révélatrice. Ainsi, en tenant compte de la province de résidence, du revenu du ménage, de l'âge, du niveau de scolarité et du statut d'immigrante de la mère et de l'existence de problèmes de santé chroniques, la cote exprimant le risque d'avoir pris des médicaments est six fois plus faible chez les femmes enceintes que chez celles qui ne le sont pas (tableau A en annexe). Dans le contexte de l'ESCC, la consommation de médicaments est définie comme avoir pris n'importe quel type de médicaments le mois qui a précédé l'entrevue de l'enquête. Aucune question précise n'est posée au sujet de la consommation de médicaments délivrés sur ordonnance ou en vente libre.

L'analyse des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997 révèle des différences similaires. Quand on neutralise l'effet des mêmes caractéristiques, la cote exprimant le risque d'avoir consommé des médicaments est cinq fois plus faible pour les femmes enceintes que pour les autres femmes en âge de procréer.

Médicaments consommés le plus fréquemment

Les effets des médicaments varient bien entendu selon leur type^{21,22}. À cet égard, les données tirées de l'ESCC de 2003 et de l'ENSP de 1996-1997 fournissent des renseignements détaillés sur les types de médicaments consommés. Ainsi, les femmes enceintes ont, il va sans dire, moins recours à la plupart des types de médicaments que les autres femmes (tableau 1). Les analgésiques sont les médicaments qu'elles consomment le plus fréquemment, 42 % ayant déclaré en avoir pris le mois qui a précédé l'entrevue de l'ESCC de 2003. Les remèdes contre les maux d'estomac (11 %) et contre le rhume (10 %) complètent le trio de médicaments consommés le plus souvent durant la grossesse.

Quant aux femmes qui n'étaient pas enceintes, les médicaments qu'elles ont le plus fréquemment utilisés en 2003 étaient également les analgésiques (79 %), suivis par les médicaments contre le rhume (28 %) et la pilule contraceptive (22 %).

Tableau 1

Pourcentage de femmes qui ont consommé des médicaments le mois précédent, selon qu'elles étaient enceintes ou non et selon le type de médicament, Canada, 1996-1997 et 2003

	ENSP de 1996-1997		ESCC de 2003	
	Enceinte : Oui	Non†	Enceinte : Oui	Non†
Consommation de médicaments le mois précédent	57,1*	84,6	62,2*	88,8†
Analgésiques	40,5*	72,5	42,2*	78,6†
Remèdes contre la toux/ le rhume	6,1* ^E	20,7	10,2* ^E	27,7†
Pilules contraceptives	1,7* ^E	17,9	F	21,8†
Pénicilline ou autres antibiotiques	12,0 ^E	11,1	8,5 ^E	11,0
Médicaments contre les allergies	2,2* ^E	9,7	3,2* ^E	14,9†
Médicaments contre les maux d'estomac	9,1 ^E	7,8	11,3 ^E	13,2†
Codéine/Demerol/morphine	F	6,1	F	8,4†
Médicament contre l'asthme	4,2 ^E	6,0	3,6* ^E	6,8
Antidépresseurs	F	4,5	F	7,1†
Autre	13,5* ^E	20,9	22,9	27,7†

Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003
† Catégorie de référence.

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

† Valeur significativement différente de l'estimation pour 1996-1997 ($p < 0,05$).

^E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

^F Coefficient de variation supérieur à 33,3 % ou taille de l'échantillon inférieure à 10 (valeur supprimée à cause de la variabilité d'échantillonnage extrême).

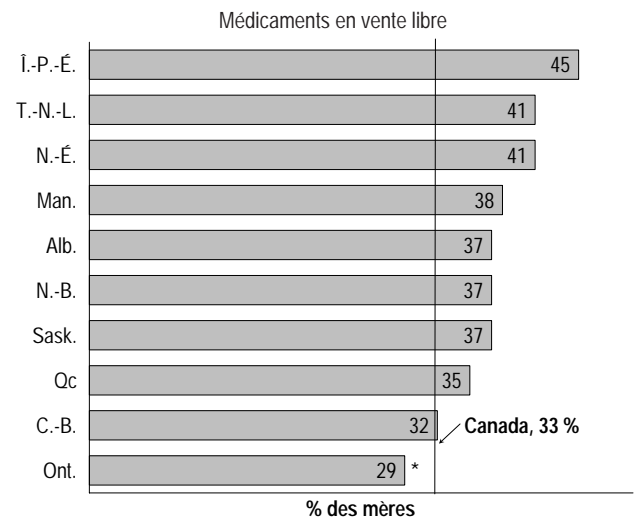
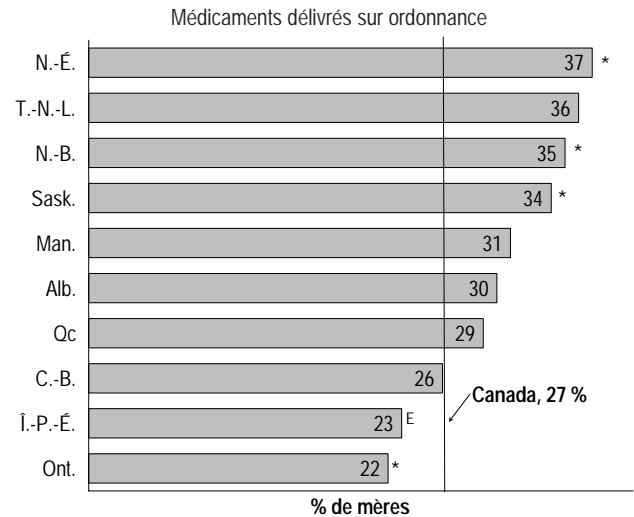
Entre 1996-1997 et 2003, la proportion de femmes enceintes ayant pris des médicaments, tous types confondus, le mois qui a précédé l'entrevue de l'enquête a dans l'ensemble augmenté, comme ce fut le cas pour la plupart des types de médicaments considérés séparément. Les antibiotiques et les médicaments contre l'asthme font toutefois exception.

Comparaisons interprovinciales

Chez les mères d'enfants nés en 2001 ou en 2002, la consommation de médicaments *délivrés sur ordonnance* durant la grossesse a atteint une moyenne de 27 % au Canada (graphique 2). Trois provinces se distinguent à cet égard par une moyenne significativement supérieure à la moyenne nationale, soit la Nouvelle-Écosse (37 %), le Nouveau-Brunswick (35 %) et la Saskatchewan

Graphique 2

Pourcentage de mères qui ont consommé des médicaments durant la grossesse, naissances survenues en 2001 ou en 2002, selon la province, population à domicile, Canada, territoires non compris



Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 2002-2003

Nota : Fondé sur les enregistrements obtenus pour 2 661 enfants

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ($p < 0,05$).

^E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

(34 %). L'Ontario (22 %) est la seule province où la moyenne était significativement inférieure à la moyenne nationale.

Aucune différence significative n'a dans l'ensemble été observée entre la consommation de médicaments délivrés sur ordonnance chez les mères des enfants nés en 1993 ou en 1994 et chez celles des enfants nés en 2001 ou en 2002. Cependant, deux provinces, à savoir la Saskatchewan et la Colombie-Britannique, se distinguent des autres, la proportion de femmes ayant consommé des médicaments durant la grossesse y ayant augmenté de façon significative (tableau B en annexe).

Des médicaments *en vente libre* ont été consommés durant la grossesse par environ le tiers (33 %) des femmes qui ont eu un enfant en 2001 ou en 2002. Le seul écart significatif par rapport à la moyenne nationale a trait à l'Ontario, où la proportion était faible, soit 29 % (graphique 2).

De 1993-1994 à 2001-2002, la proportion de femmes qui ont consommé des médicaments en vente libre pendant la grossesse est passée de 27 % à 33 %. La hausse est significative dans trois provinces, à savoir Terre-Neuve-et-Labrador, l'Île-du-Prince-Édouard et le Québec (tableau B en annexe).

Âge de la mère

De plus en plus de femmes retardent le moment d'avoir des enfants. Leur âge moyen à la naissance du premier enfant est passé de 26,9 ans à 29,6 ans au cours des deux dernières décennies²³. En outre, de 1993-1994 à 2001-2002, la proportion de femmes enceintes de 35 à 39 ans qui ont pris des médicaments délivrés sur ordonnance a augmenté de façon significative, pour passer de 20 % à 30 % (tableau 2). Toutefois, l'âge de la mère n'est pas corrélé de façon significative à la consommation de médicaments *délivrés sur ordonnance* durant la grossesse lorsqu'on tient compte des facteurs suivants : province de résidence, présence de problèmes de santé chroniques, niveau de scolarité, statut d'immigrant et situation de parent seul (tableau C en annexe).

On observe en outre une association significative entre l'âge de la femme enceinte et la consommation de médicaments *en vente libre*. Ainsi, lorsque l'effet de toutes les autres caractéristiques

Tableau 2

Pourcentage des mères qui ont consommé des médicaments durant la grossesse, selon le type de médicament, le groupe d'âge de la mère et l'année de naissance de l'enfant, 1994-1995 et 2002-2003

Groupe d'âge de la mère	Sur ordonnance		En vente libre	
	Enfant né en : 1993-1994	2001-2002	Enfant né en : 1993-1994	2001-2002
Moins de 25 ans	29,8	28,3	26,9	29,9
25 à 29 ans [†]	23,7	27,2	30,2	33,9
30 à 34 ans	27,6	23,5	28,3	34,0*
35 à 39 ans	20,3	29,8*	18,6	35,4*
40 ans et plus	F	37,0 ^E	F	25,8 ^E

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 et de 2002-2003

Nota : Fondé sur les enregistrements obtenus pour 4 031 (1994-1995) et 2 661 (2002-2003) enfants.

[†] Catégorie de référence.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour 1993-1994 ($p < 0,05$).

^E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

^F Coefficient de variation supérieur à 33,3 % (valeur supprimée à cause de la variabilité d'échantillonnage extrême).

est pris en compte, la cote exprimant le risque de consommer des médicaments en vente libre est relativement faible pour les femmes enceintes de 35 ans et plus comparativement à celles de 25 à 29 ans (tableau C en annexe). De plus, de 1993-1994 à 2001-2002, la proportion de femmes de 30 à 39 ans qui ont pris des médicaments en vente libre durant la grossesse a augmenté, pour passer de 28 % à 34 % chez celles de 30 à 34 ans, et de 19 % à 35 % chez celles de 35 à 39 ans (tableau 2).

Problèmes de santé chroniques et autres facteurs

La consommation de médicaments par les femmes enceintes est reliée à divers facteurs, qui peuvent eux-mêmes être interdépendants. Toutefois, même en tenant compte de l'effet d'autres facteurs d'influence possibles, la cote exprimant le risque de consommer des médicaments (délivrés sur ordonnance ou en vente libre) est bien entendu significativement plus élevée chez les femmes enceintes souffrant d'un problème de santé chronique que chez celles n'ayant déclaré aucun problème de ce genre (tableau C en annexe).

Si on les compare aux femmes enceintes nées au Canada, la proportion d'immigrantes qui ont dit avoir consommé des médicaments, quel qu'en soit le type, pendant leur grossesse est significativement plus faible.

D'autre part, une proportion plus faible de mères seules que d'autres femmes enceintes ont dit avoir pris des médicaments durant la grossesse.

Le niveau de scolarité de la mère n'est associé qu'à la consommation de médicaments en vente libre. Ainsi, la cote exprimant le risque d'avoir pris ce genre de médicaments est plus faible chez les femmes enceintes qui n'ont pas obtenu leur diplôme d'études secondaires que chez celles qui ont au moins fait des études postsecondaires partielles.

Par contre, le revenu du ménage n'est aucunement associé de façon significative à la consommation ni de l'un ni de l'autre type de médicaments par les femmes enceintes.

Mot de la fin

La consommation de médicaments chez les femmes en âge de procréer a augmenté au cours des 10

dernières années. Les femmes enceintes ne font pas exception à cette tendance et, chez ce groupe, l'accroissement est dû en majeure partie à une plus grande consommation de médicaments en vente libre. Cependant, la consommation de médicaments est demeurée plus faible chez les femmes enceintes que chez les autres femmes en âge de procréer.

Évidemment, la cote exprimant le risque de consommer des médicaments durant la grossesse est plus élevée chez les femmes souffrant d'au moins un problème de santé chronique que chez les autres, qu'il s'agisse de médicaments délivrés sur ordonnance ou en vente libre. Au cours de la période étudiée, la consommation de médicaments en vente libre a fait un bond significatif de 16 points de pourcentage chez les femmes enceintes de 35 à 39 ans, résultat qui distingue ce groupe d'âge des autres.

Bon nombre de médicaments posent peu de risques pour la femme enceinte. Cependant, les professionnels de la santé et les femmes elles-mêmes doivent être conscients des dangers et des avantages associés à la consommation de tout médicament durant la grossesse. ●

Références

1. US Department of Health and Human Services, *The Health Benefits of Smoking Cessation*, publication du DHHC n° (CDC) 90-8416, Atlanta, Georgia, US Department of Health and Human Services, 1990.
2. W.J. Millar et J. Chen, « Niveau de scolarité de la mère et facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin », *Rapports sur la santé*, 10(2), 1998, p. 47-56 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. J.M. Torpy, C. Lyn et R.M. Glass, « Smoking and pregnancy », *Journal of the American Medical Association*, 293, 2005, p. 1286.
4. Office of the Surgeon General, « Health consequences of tobacco use among women, reproductive outcomes », *Women and Smoking*, Rockville, MD, US Department of Health and Human Services, 2001.
5. National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism, *Alcohol Research & Health*, 25(3), 2001, p. 159-239.
6. R.J. Sokol, V. Delaney-Black et B. Nordstrom, « Fetal alcohol spectrum disorder », *JAMA*, 290, 2003, p. 2996-2999.
7. Société canadienne de pédiatrie, « Le syndrome d'alcoolisme foetal », *Pediatrics & Child Health*, 7(3), 2002, p. 181-196.
8. Santé Canada, *Considérations générales relatives aux études cliniques*, Ottawa, ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux Canada, 1997 (n° H42-2/67-12-1997F au catalogue), disponible à : http://www.hc-sc.gc.ca/dhp-mps/prodpharma/applic-demande/guide-ld/ich/efficac/e8_f.html.
9. A. Sipek, V. Gregor, P. Velebil *et al.*, « Incidence of birth defects in children of mothers using medications in the first trimester of pregnancy in the Czech Republic, 1996-2002 », *Ceska Gynekol*, 69(Supplement), 2004, p. 33-41.
10. Statistique Canada, *Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes*, Ottawa, Statistique Canada, 2005, disponible à : www.statcan.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=4450&lang=fr&db=IMDB&dbl+E&adm=8&dis=2, site consulté en janvier 2006.
11. 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).
12. 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).
13. 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).

14. 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).
15. 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.
16. S.E. Andrade, J.H. Gurwitz, R.L. David *et al.*, « Prescription drug use in pregnancy », *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 191(2), 2004, p. 398-407.
17. Comité sénatorial permanent des affaires sociales, de la science et de la technologie, *La santé des Canadiens – Le rôle du gouvernement fédéral, Rapport intérimaire, Volume deux - Tendances actuelles et défis futurs*, janvier 2002, disponible à : www.parl.gc.ca/37/1/parlbus/commbus/senate/Com-f/SOC1-F/rep-f/repjan01vol2-f.htm, site consulté en janvier 2006.
18. Statistique Canada, *CANSIM : Base de données socio-économiques de Statistique Canada*, disponible à : <http://www.statcan.ca> (Tableaux 203-0008 et 0002), site consulté en octobre 2005.
19. R.D. Wilson, G. Davies, V. Désilets *et al.*, « L'apport en acide folique pour la prévention des anomalies du tube neural et d'autres anomalies congénitales », *Journal d'obstétrique et gynécologie du Canada*, 25(11), 2003, p. 959-973.
20. Agence de santé publique du Canada, *Acide folique*, disponible à : http://www.phac-aspc.gc.ca/fa-af/index_f.html, site consulté en décembre 2005.
21. N. Scheinfeld et A. Davis, « Teratology and drug use during pregnancy », *Emedicine*, 2005, disponible à : <http://www.emedicine.com/med/topic3242.htm>, site consulté en décembre 2005.
22. A. Douglas, *The Mother of All Pregnancy Books*, Toronto, MacMillan, 2000.
23. Statistique Canada, *Naissances 2003*, Ottawa, ministre de l'Industrie, 2005 (Statistique Canada, n° 84F0210XIF au catalogue).

Annexe

Tableau A

Rapports de cotes corrigés reliant la consommation de médicaments à la situation de femme enceinte ou non et à certaines autres caractéristiques, selon le moment de la consommation de médicaments, population à domicile féminine de 15 à 49 ans, Canada, 1996-1997 et 2003

	A pris des médicaments le mois précédent			
	ENSP de 1996-1997		ESCC de 2003	
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %
Enceinte				
Oui	0,22*	0,15- 0,31	0,16*	0,10- 0,26
Non†	1,00	...	1,00	...
Province				
Terre-Neuve-et-Labrador	1,19	0,71- 2,00	0,78	0,43- 1,41
Île-du-Prince-Édouard	1,22	0,72- 2,05	1,08	0,58- 2,01
Nouvelle-Écosse	1,39	0,84- 2,30	1,11	0,62- 1,98
Nouveau-Brunswick	1,17	0,77- 1,77	1,40	0,80- 2,43
Québec	0,72*	0,56- 0,92	0,77	0,52- 1,13
Ontario†	1,00	...	1,00	...
Manitoba	1,58*	1,24- 2,00	0,82	0,49- 1,38
Saskatchewan	0,84	0,54- 1,31	1,11	0,65- 1,89
Alberta	1,21*	1,07- 1,38	1,05	0,69- 1,58
Colombie-Britannique	0,90	0,66- 1,21	0,65*	0,45- 0,95
Yukon/Territoires du Nord-Ouest/Nunavut	...		0,77	0,48- 1,24
Groupe d'âge				
Moins de 25 ans	0,95	0,74- 1,23	1,30	0,85- 2,02
25 à 29 ans†	1,00	...	1,00	...
30 à 34 ans	0,83	0,65- 1,07	0,68	0,45- 1,02
35 à 39 ans	0,73*	0,57- 0,95	0,87	0,54- 1,39
40 ans et plus	0,81	0,63- 1,04	0,71	0,47- 1,07
Problème(s) de santé chronique(s)				
Oui	2,62*	2,21- 3,10	3,40*	2,60- 4,44
Non†	1,00	...	1,00	...
Niveau de scolarité				
Pas de diplôme d'études secondaires	1,00	0,82- 1,21	0,55*	0,39- 0,77
Diplôme d'études secondaires	0,88	0,72- 1,08	0,85	0,59- 1,23
Études postsecondaires ou supérieures†	1,00	...	1,00	...
Revenu du ménage				
Inférieur	0,66*	0,48- 0,91	0,66	0,40- 1,08
Moyen	0,83	0,65- 1,06	0,85	0,63- 1,15
Supérieur†	1,00	...	1,00	...
Status d'immigrante				
Oui	0,61*	0,49- 0,75	0,46*	0,33- 0,64
Non†	1,00	...	1,00	...

Sources des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003; Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997

Nota : Fondé sur 9 826 (ESCC) et 22 518 (ENSP) femmes de 15 à 49 ans. Une catégorie « données manquantes » a été incluse dans le modèle pour le revenu du ménage, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.

† Catégorie de référence.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau B

Pourcentage de mères qui ont pris des médicaments durant la grossesse, selon l'année de naissance de l'enfant, le type de médicament et la province, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1993-1994 et 2001-2002

	Sur ordonnance		En vente libre	
	Enfant né en : 1993- 1994	2001- 2002	Enfant né en : 1993- 1994	2001- 2002
Terre-Neuve-et-Labrador	35,6 [†]	36,4	23,4	40,8 [†]
Île-du-Prince-Édouard	26,7 ^E	23,2 ^E	26,3	45,1 [†]
Nouvelle-Écosse	35,9 [†]	37,3 [†]	40,8 [†]	41,0
Nouveau-Brunswick	35,1 [†]	35,2 [†]	29,6	37,4
Québec	28,1	28,6	22,4 [†]	34,5 [†]
Ontario	25,0	22,0 [†]	27,8	29,5 [†]
Manitoba	31,2	30,7	36,9 [†]	37,6
Saskatchewan	22,9	33,9 ^{††}	30,9	36,7
Alberta	24,8	29,9	32,9	37,2
Colombie-Britannique	17,1 [†]	26,4 [†]	23,6	31,6

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1997 et de 2002-2003

Nota : Fondé sur les enregistrements obtenus pour 4 031 (1994-1995) et 2 661 (2002-2003) enfants.

[†] Valeur significativement différente de l'estimation pour 1993-1994 ($p < 0,05$).

[‡] Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ($p < 0,05$).

^E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Tableau C

Rapports de cotes corrigés reliant la consommation de médicaments durant la grossesse à certaines caractéristiques, mères d'enfants nés entre 1993 et 2002, population à domicile, Canada

	Sur ordonnance		En vente libre	
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %
Province				
Terre-Neuve-et-Labrador	1,57*	1,28- 1,92	0,84	0,68- 1,04
Île-du-Prince-Édouard	0,85	0,67- 1,08	0,99	0,80- 1,22
Nouvelle-Écosse	1,29*	1,09- 1,52	1,42*	1,20- 1,67
Nouveau-Brunswick	1,40*	1,17- 1,66	1,03	0,87- 1,22
Québec	1,10	0,96- 1,27	0,84*	0,73- 0,96
Ontario [†]	1,00	...	1,00	...
Manitoba	1,18	1,00- 1,39	1,12	0,96- 1,32
Saskatchewan	1,08	0,93- 1,26	1,05	0,90- 1,23
Alberta	1,08	0,92- 1,26	1,17*	1,01- 1,35
Colombie-Britannique	0,81*	0,69- 0,96	0,87*	0,75- 0,99
Groupe d'âge				
Moins de 25 ans	1,13	0,99- 1,29	0,88	0,77- 1,01
25 à 29 ans [†]	1,00	...	1,00	...
30 à 34 ans	0,96	0,85- 1,08	0,94	0,84- 1,05
35 à 39 ans	1,09	0,94- 1,27	0,80*	0,70- 0,93
40 ans et plus	1,26	0,89- 1,79	0,59*	0,42- 0,81
Problème(s) de santé chronique(s)				
Oui	2,09*	1,91- 2,28	1,41*	1,28- 1,55
Non [†]	1,00	...	1,00	...
Niveau de scolarité				
Pas de diplôme d'études secondaires	0,89	0,76- 1,03	0,79*	0,69- 0,92
Diplôme d'études secondaires	0,90	0,78- 1,03	0,79*	0,70- 0,90
Études postsecondaires ou supérieures [†]	1,00	...	1,00	...
Revenu du ménage				
Inférieur	1,14	0,93- 1,38	0,83	0,69- 1,01
Moyen	0,99	0,87- 1,12	0,95	0,84- 1,08
Supérieur [†]	1,00	...	1,00	...
Statut d'immigrante				
Oui	0,72*	0,62- 0,84	0,67*	0,58- 0,77
Non [†]	1,00	...	1,00	...
Famille monoparentale				
Oui	0,82*	0,70- 0,97	0,98	0,83- 1,15
Non [†]	1,00	...	1,00	...
Cycle de l'ELNEJ				
1 (1994-1995)	0,90	0,78- 1,05	0,76*	0,65- 0,89
2 (1996-1997)	1,08	0,93- 1,26	0,91	0,79- 1,06
3 (1998-1999)	0,95	0,83- 1,09	1,01	0,88- 1,15
4 (2000-2001)	1,11	0,94- 1,31	0,90	0,77- 1,06
5 (2002-2003) [†]	1,00	...	1,00	...

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 à 2002-2003

Nota : Fondé sur les enregistrements obtenus pour 20 738 enfants.

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

[†] Catégorie de référence.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Survie au cancer — prévisions mises à jour d'après l'analyse par période

Larry F. Ellison et Laurie Gibbons

Résumé

Objectifs

Une analyse par période est réalisée pour obtenir des prévisions de la survie relative à court et à long terme des personnes chez lesquelles un cancer a été diagnostiqué récemment au Canada. En outre, ces estimations de la survie à long terme par période sont comparées à celles obtenues par analyse de cohortes.

Sources des données

Les données proviennent du Registre canadien du cancer, de la Base canadienne de données sur la mortalité et des tables de survie établies par Statistique Canada.

Techniques d'analyse

L'analyse a été réalisée par la méthode des tables de survie; les proportions prévues de cas de survie ont été calculées par l'approche d'Ederer II. Les estimations basées sur l'analyse par période portent sur l'expérience de survie des cas de cancer suivis en 2002. L'analyse de cohortes porte sur les personnes dont le cancer avait été diagnostiqué en 1997 (survie à 5 ans) ou en 1992 (survie à 10 ans). Les estimations nationales n'incluent pas les cas diagnostiqués au Québec.

Principaux résultats

Les ratios de survie relative les plus élevés sont ceux qui ont trait aux cancers de la thyroïde (5 ans, 97,7 %) et de la prostate (95,2 %), tandis que les plus faibles concernent le cancer du pancréas. Pour de nombreuses formes de cancer, la survie est plus longue qu'elle n'avait été estimée antérieurement par analyse de cohortes. Les accroissements les plus importants de la survie relative à 10 ans sont ceux prévus à l'égard des cancers de la prostate (13,0 %) et du rectum (9,7 %). Quant à la survie à cinq ans, les principales augmentations prévues touchent les cancers du col de l'utérus (5,4 %) et du rectum (4,5 %), et la leucémie (3,7 %).

Mots-clés

Méthodes épidémiologiques, tumeurs, pronostic, registres.

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, à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Les taux de survie à long terme sont d'importants indices de l'issue de la maladie chez les personnes atteintes d'un cancer. Leur utilisation en vue de suivre les progrès thérapeutiques^{1,2} ou de comparer la qualité des soins reçus par diverses populations^{3,4} est très répandue. Les statistiques sur la survie au cancer peuvent en outre influencer de façon considérable les modalités de traitement que suivent les cliniciens, ainsi que les stratégies d'adaptation auxquelles ont recours les patients⁵.

Jusqu'à présent, la méthode classique d'estimation de la survie au cancer reposait sur l'analyse de cohortes. Selon cette dernière, seules sont incluses dans l'analyse les personnes dont le cancer a été diagnostiqué durant une année civile particulière et pour lesquelles un suivi s'avère possible pendant la période d'intérêt complète. Les estimations de la survie à long terme calculées de cette façon reflètent l'expérience de survie des personnes chez lesquelles la maladie a été diagnostiquée il y a de nombreuses années. Puisque la plupart des décès dus au cancer surviennent au cours des premières années après le diagnostic, les estimations de la survie par la méthode

Sources des données et limites

Sources des données

Les données sur l'incidence du cancer proviennent du Registre canadien du cancer (RCC). Ce dernier est une base de données dynamique, orientée vers la personne et représentative de la population, tenue à jour par Statistique Canada. Le registre contient des renseignements concernant les cas diagnostiqués depuis 1992 extraits des rapports transmis par les registres provinciaux et territoriaux du cancer⁶. Une description détaillée du RCC, y compris les sources de données, la méthodologie et l'exactitude des renseignements, est disponible sur le site Web de Statistique Canada⁷. Les données sur la mortalité proviennent de la Base canadienne de données sur la mortalité, également tenue à jour par Statistique Canada. Ces données proviennent des 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 l'ensemble du pays et les provinces.

Limites

Dans le contexte du cancer, la survie relative s'entend du ratio de la proportion de cas de survie observés pour un groupe de personnes atteintes d'un cancer à la proportion de cas de survie que l'on s'attendrait à observer chez les membres de l'ensemble de la population en principe exempts de cancer et ayant par ailleurs les mêmes caractéristiques influant sur la survie que les personnes atteintes d'un cancer⁸.

Les variables d'appariement communes choisies pour la présente analyse sont l'âge, le sexe et l'année civile, ainsi que la province de résidence au moment du diagnostic. D'autres facteurs éventuels n'ont pas été appariés, parce que le RCC ne contient pas de renseignements à leur sujet et/ou que les tables de survie de la population n'étaient pas disponibles. Idéalement, les données sur les personnes chez lesquelles un cancer du poumon (ou une autre forme de cancer liée à l'usage du tabac) a été diagnostiqué devraient aussi être appariées selon la situation quant à l'usage du tabac aux données sur les membres de l'ensemble de la population, parce que la plupart de ces personnes sont des fumeurs ou des anciens fumeurs et que l'on sait que l'usage du tabac réduit l'espérance de vie. Le ratio de survie relative (RSR) au cancer du poumon aurait sans doute été plus élevé si ce genre de données avaient été disponibles, mais une étude antérieure a montré que le rajustement de la survie prévue afin de tenir compte de la surmortalité liée à l'usage du tabac n'accroît les estimations de la survie relative que de 1 % ou moins⁸.

Pour la survie à 5 ans, une évaluation empirique de la méthode d'analyse par période à l'aide de données provenant du RCC a permis de conclure qu'elle fournit des estimations plus à jour que les méthodes conventionnelles basées sur l'analyse de cohortes⁹. Il sera impossible de faire la même évaluation pour la survie à 10 ans tant qu'on n'aura pas enregistré dans le RCC des cas sur une période de plus de 20 ans et que on n'aura pas achevé le suivi de la mortalité, mais des évaluations empiriques de la survie à long terme réalisées ailleurs ont montré que les estimations fondées sur l'analyse par période sont plus à jour que celles produites par les méthodes conventionnelles^{5,6,10-13}. Selon une étude, l'analyse par période indiquerait un accroissement des taux de survie à 10 ans, 15 ans et 20 ans pour les cas de cancer diagnostiqués récemment variant de 5 à 10 ans, de 10 à 15 ans et de 15 à 20 ans, respectivement¹¹.

Une proportion très faible de cas diagnostiqués en 2002 pourraient ne pas correspondre à des premières tumeurs primaires invasives, parce que le couplage des enregistrements du Système national de déclaration des cas de cancer, qui contient des données historiques (de 1969 à 1991), à ceux du RCC ne s'étend pas au-delà de 2001 (voir *Techniques d'analyse*). D'après une analyse des données de 2001, cela signifie qu'environ 1 % des cas enregistrés en 2002 auraient autrement été omis de l'étude, ce qui aurait vraisemblablement réduit les taux globaux de survie relative à 10 ans d'environ 0,3 %.

Pour l'Île-du-Prince-Édouard et les territoires, toutes les proportions prévues de cas de survie ont été calculées d'après les tables de survie pour le Canada. Des estimations stables par année d'âge n'ont pu être produites pour ces régions, à cause des faibles chiffres de population. La substitution ne devrait pas introduire de biais dans les estimations nationales, car, regroupées, ces régions représentent 0,9 % de l'ensemble des cas admissibles de 1992 à 2002.

Une autre méthode habituelle d'analyse de la survie basée sur des cohortes, appelée analyse complète¹⁴, n'est pas discutée dans le présent article par souci de concision. L'analyse complète porte uniquement sur les personnes dont le cancer a été diagnostiqué durant une période précise de l'année civile. Cependant, contrairement à l'analyse de cohortes, elle comprend les personnes dont il n'est pas possible d'assurer le suivi au cours de la période d'intérêt complète. Les estimations de la survie à long terme obtenues par analyse complète sont plus à jour que celles produites par analyse de cohortes, mais demeurent moins à jour que celles obtenues selon l'analyse par période^{9,12,13-15}.

Le RCC ne contient pas de renseignements sur le stade de la maladie au moment du diagnostic ni sur le traitement reçu.

des cohortes reflètent essentiellement les résultats cliniques obtenus à ce moment-là. Si le pronostic évolue subséquemment, les estimations ne traduiront plus l'expérience de survie à long terme à laquelle devraient s'attendre les personnes chez lesquelles la maladie a été diagnostiquée récemment, ce qui risque de décourager outre mesure les patients et leurs médecins¹⁵.

Une nouvelle méthode d'étude de la survie, appelée analyse par période, a été proposée pour calculer des estimations plus à jour de la survie à long terme^{14,16}. Les résultats de cette analyse reflètent exclusivement l'expérience de survie durant la période la plus récente pour laquelle des données sont disponibles (voir *Techniques d'analyse*).

La logique de cette approche est analogue à celle de l'utilisation des tables périodiques de survie pour estimer l'espérance de vie courante. Les évaluations empiriques de l'analyse par période ont montré que cette méthode donne effectivement de meilleures prévisions de la survie des personnes chez lesquelles un cancer a récemment été diagnostiqué^{5,6,9-13,17} que l'analyse de cohortes.

L'article présente les prévisions de la survie relative à court et à long terme des Canadiens chez qui un cancer a été diagnostiqué récemment (voir *Sources des données et limites*). Les prévisions, basées

sur l'analyse par période, sont fournies selon le sexe et le groupe d'âge pour tous les sièges de cancer confondus, ainsi que selon le sexe pour 20 sièges particuliers de cancer. Les estimations de la survie à long terme basées sur l'analyse par période sont comparées aux dernières estimations produites par analyse de cohortes. L'article jette en outre un coup d'oeil aux prévisions internationales basées sur l'analyse par période (voir *Sur le plan international*).

Prédire la survie à long terme

Pour l'ensemble des cas de cancer invasif, l'estimation du ratio de survie relative (RSR) à 5 ans basée sur l'analyse par période est de 62,3 %. Ce résultat est fondé sur le suivi des cas de cancer en 2002, dernière année pour laquelle des données de suivi sont disponibles (tableau 1). Autrement dit, la probabilité que les personnes chez lesquelles une tumeur invasive a été diagnostiquée récemment soient en vie 5 ans après le diagnostic est égale, en moyenne, à 62,3 % de la probabilité correspondante pour les membres de l'ensemble de la population ayant les mêmes caractéristiques générales influant sur la survie que les personnes atteintes d'un cancer. Les estimations par période correspondantes de la survie à 1 an, 3 ans et 10 ans sont 76,2 %, 66,2 % et 57,7 %, respectivement.

Tableau 1
Analyse par période, ratios de survie relative, tous sièges de cancer confondus, selon le sexe et le groupe d'âge, d'après le suivi en 2002, Canada†

	Durée de la survie							
	1 an		3 ans		5 ans		10 ans	
	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %
	%	%	%	%	%	%	%	%
Survie globale	76,2	75,9-76,4	66,2	65,9-66,5	62,3	62,0-62,6	57,7	57,3-58,0
Sexe								
Hommes	75,1	74,8-75,5	65,2	64,8-65,7	61,7	61,2-62,1	57,8	57,3-58,3
Femmes	77,3	77,0-77,7	67,2	66,8-67,6	63,1	62,7-63,5	57,7	57,3-58,2
Groupe d'âge								
15 à 44 ans	91,2	90,7-91,8	83,1	82,5-83,8	79,6	78,9-80,3	74,9	74,1-75,6
45 à 54 ans	85,1	84,6-85,7	74,7	74,0-75,3	70,6	69,9-71,3	64,4	63,7-65,2
55 à 64 ans	80,7	80,2-81,2	70,0	69,4-70,5	65,5	64,9-66,1	59,0	58,3-59,7
65 à 74 ans	75,5	75,1-76,0	65,3	64,7-65,8	61,1	60,5-61,7	56,4	55,7-57,1
75 à 99 ans	63,5	62,9-64,0	53,9	53,2-54,5	51,0	50,2-51,7	50,3	49,3-51,3

Source des données : Registre canadien du cancer

† Québec non compris.

Techniques d'analyse

Les données du taux d'incidence du cancer sont celles extraites de la base de données du Registre canadien du cancer (RCC) en décembre 2004. Les cas de cancer ont été définis conformément à la *Classification internationale des maladies – Oncologie, troisième édition*¹⁸. Les analyses ont été limitées aux enregistrements de première tumeur primaire invasive. Les antécédents de tumeur antérieurs à 1992 des personnes enregistrées dans le RCC de 1992 à 2001, si tant est qu'il y en ait, ont été obtenus par couplage des données du RCC à celles du Système national d'enregistrement des cas de cancer, base de données fixe, axée sur les tumeurs, qui a précédé le RCC et qui contient des cas remontant aussi loin que 1969. Des renseignements supplémentaires disponibles pour l'Ontario pour la période de 1992 à 2002 ont également été utilisés.

Les cas de cancer diagnostiqués au Québec n'ont pas été inclus dans l'analyse, en partie parce que la méthode de confirmation de la date du diagnostic appliquée dans cette province diffère nettement de celle utilisée par les autres registres provinciaux du cancer¹⁹. Pour les autres provinces et les territoires, les enregistrements pour lesquels l'année de naissance était inconnue ont été exclus (0,02 %). En tout, une première tumeur primaire invasive a été diagnostiquée chez 958 520 personnes de 15 à 99 ans (20 à 99 ans dans les cas de cancer des os et des articulations) au Canada (Québec non compris) entre 1992 et 2002. Les personnes suivantes ont été exclues de l'analyse : celles pour lesquelles il était indiqué qu'elles étaient décédées, mais dont l'année du décès n'était pas enregistrée (n = 96), ainsi que celles dont le diagnostic avait été établi d'après l'autopsie seulement (n = 2 187) ou le certificat de décès seulement (n = 17 526). Par contre, la durée de la survie a été estimée pour une faible proportion de sujets pour lesquels l'information sur le jour/mois du diagnostic et (ou) le jour/mois du

décès faisait défaut. L'algorithme utilisé a été décrit ailleurs¹⁹. Le suivi de la mortalité a déjà été réalisé par couplage des enregistrements du RCC à ceux de la Base canadienne de données sur la mortalité et d'après les renseignements déclarés par les registres provinciaux et territoriaux du cancer²⁰. En cas de décès déclaré par un registre provincial, mais non confirmé par couplage d'enregistrements, on a supposé que la personne était décédée à la date indiquée par la province déclarante. Au moment de l'analyse, l'enregistrement des nouveaux cas et le suivi de la mortalité s'étendaient jusqu'au 31 décembre 2002.

La méthode d'analyse par période a été appliquée pour calculer les taux prévus de survie relative à court et à long terme des personnes chez lesquelles une tumeur avait été diagnostiquée récemment, pour toutes les formes de cancer confondues et pour 20 sièges de cancer particuliers. L'analyse par période porte sur l'expérience de survie durant un intervalle de temps récent. Les estimations sont obtenues par troncation des observations à gauche au début de cette période et par censure à droite à la fin de la période. Dans la présente étude, la période de suivi correspondait à 2002 exclusivement. La probabilité de survie au cours de la première année après le diagnostic a été estimée d'après les personnes-temps à risque et les événements (décès ou censure) pour les individus dont la tumeur avait été diagnostiquée en 2001 ou en 2002 et dont la première année après le diagnostic englobait une partie de 2002. De même, la probabilité conditionnelle de survie la deuxième, la troisième et jusqu'à la dixième année après le diagnostic a été estimée d'après l'expérience de survie des personnes chez lesquelles le diagnostic avait été posé, respectivement, en 2000 et 2001, 1999 et 2000, et ainsi de suite jusqu'à 1992 et 1993.

Données utilisées pour calculer les estimations de la survie relative à 10 ans par cohortes et par période

	Année du diagnostic	Année de suivi										
		1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Analyse de cohortes	1992	1	1,2	2,3	3,4	4,5	5,6	6,7	7,8	8,9	9,10	10
Analyse par période	1992											10
	1993											9,10
	1994											8,9
	1995											7,8
	1996											6,7
	1997											5,6
	1998											4,5
	1999											3,4
	2000											2,3
	2001											1,2
2002											1	

■ Nombre d'années de suivi depuis le diagnostic

... suite

Techniques d'analyse - suite

Pour les placer dans leur contexte, les estimations de la survie faites d'après l'analyse par période ont été comparées aux estimations obtenues par analyse de cohortes. L'analyse de cohortes est basée sur l'intervalle de temps durant lequel les cas de tumeurs sont diagnostiqués. Selon le type d'analyse, la méthode de cohortes appliquée dans la présente étude englobait les personnes dont le cancer avait été diagnostiqué en 1997 (survie à 5 ans) ou en 1992 (survie à 10 ans) et dont le suivi a pu être effectué jusqu'à la fin de 2002. À titre de renseignements généraux, le nombre de cas diagnostiqués admissibles pour l'analyse de survie, la proportion de ceux-ci qui étaient des hommes et l'âge médian au moment du diagnostic ont été calculés selon le siège de cancer pour les années de diagnostic 1992, 1997 et 2002 (tableau A en annexe).

Les registres du cancer préfèrent utiliser la survie relative pour la déclaration des données, car elle donne une mesure de la survie corrigée pour l'effet d'autres causes de décès indépendantes^{21,22}. Les analyses de survie relative sont fondées sur des algorithmes (ici, `survival.sas`, `survival_period.sas`) rédigés en SAS par Paul Dickman²³, auxquels ont été apportées certaines adaptations mineures. Les algorithmes s'appuient sur l'approche (actuarielle) des tables de survie : les ratios de survie relative (RSR) sont calculés pour des points discrets durant le suivi, généralement en prenant le produit des estimations pour un intervalle particulier (conditionnelles) sur des sous-intervalles de suivi. Pour chaque individu, le moment de l'observation est subdivisé en observations multiples, une pour chaque sous-intervalle de la période de suivi. L'âge atteint et la période atteinte sont surveillés par l'algorithme, de sorte que les probabilités prévues de décès appropriées, estimées selon l'approche d'Ederer II²⁴, soient utilisées. Les observations sont regroupées sur la (les) année(s) civile(s) au moment du diagnostic (analyse de cohortes) ou la (les) année(s) civile(s) de suivi (analyse par période), selon la méthode d'analyse choisie.

Pour les besoins de la présente analyse, des sous-intervalles de trois mois ont été utilisés pour la première année de suivi, de six mois

jusqu'à la cinquième année de suivi et d'un an de la sixième à la dixième année de suivi. Un plus grand nombre d'intervalles ont été utilisés pour la première année de suivi, parce que la méthode actuarielle suppose que la répartition des décès dans chaque intervalle est approximativement uniforme, mais que la mortalité est souvent plus élevée durant la première année. Les proportions prévues de cas de survie ont été calculées d'après les tables de survie provinciales complètes et abrégées selon le sexe produites par Statistique Canada. Les données tirées des tables de survie complètes pour 1990 à 1992²⁵ ont été utilisées pour le suivi des patients en 1992 et en 1993, et celles provenant des tables de survie complètes pour 1995 à 1997²⁶, pour le suivi de 1994 à 1998. Comme les tables de survie complètes pour 2000 à 2002 n'avaient pas encore été publiées au moment de l'analyse, la survie prévue pour le suivi de 1999 à 2002 a été calculée d'après les tables de survie abrégées pour 1995 à 1997 et 2000 à 2002, ainsi que d'après les tables de survie complètes pour 1995 à 1997 en utilisant une méthode proposée par Dickman *et al.*²⁷. Cette méthode a également été utilisée pour étendre l'ensemble de tables de survie provinciales complètes pour 1990 à 1992 de l'âge de 85 ans à l'âge de 99 ans. Une journée de survie a été attribuée aux cas pour lesquels les dates de diagnostic et de décès étaient les mêmes (sans compter ceux exclus antérieurement parce que la tumeur avait été diagnostiquée par autopsie seulement ou d'après le certificat de décès seulement), car le programme exclut automatiquement les cas dont le nombre de jours de survie est nul. Des intervalles de confiance asymétriques pour la survie observée ont été construits d'après les erreurs-types estimées par la méthode de Greenwood²⁸ et par transformation bilogarithmique. Pour les RSR, les intervalles de confiance ont été calculés en divisant des limites de survie observées par la proportion prévue correspondante de cas de survie. Cette approche générale avait été utilisée auparavant pour publier des estimations nationales et provinciales de survie déterminées par la méthode des cohortes pour 49 sièges de cancer²⁹.

Tableau 2
Analyse par période, ratios de survie relative, selon le siège de cancer et le sexe, d'après le suivi en 2002, Canada†

	Durée de la survie							
	1 an		3 ans		5 ans		10 ans	
	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %	Ratio de survie relative	Intervalle de confiance de 95 %
	%		%	%		%		%
Bouche (cavité buccale et pharynx)	80,5	78,9-82,1	67,4	65,5-69,2	63,4	61,3-65,4	55,5	53,4-57,7
Hommes	79,5	77,4-81,4	66,8	64,4-69,0	62,7	60,2-65,1	54,6	51,9-57,3
Femmes	82,5	79,7-85,1	68,5	65,2-71,6	64,6	61,1-68,0	57,3	53,5-61,0
Œsophage	37,4	34,4-40,3	15,2	13,2-17,3	13,2	11,3-15,3	11,5	9,6-13,7
Hommes	39,7	36,3-43,2	15,6	13,2-18,2	13,5	11,2-16,1	12,4	9,9-15,2
Femmes	31,3	26,0-36,6	13,7	10,4-17,5	12,1	8,9-15,8	9,6	6,7-13,2
Estomac	44,8	42,7-46,9	27,4	25,6-29,2	24,0	22,2-25,8	22,5	20,6-24,5
Hommes	44,7	42,0-47,3	26,7	24,5-29,0	22,2	20,0-24,4	21,1	18,7-23,5
Femmes	45,1	41,7-48,5	28,6	25,6-31,8	27,2	24,1-30,4	25,0	21,8-28,5
Côlon	78,6	77,7-79,4	65,6	64,6-66,6	61,3	60,2-62,4	58,7	57,4-60,1
Hommes	78,6	77,4-79,8	65,9	64,4-67,3	60,9	59,3-62,5	58,8	56,9-60,7
Femmes	78,5	77,3-79,7	65,3	63,9-66,7	61,7	60,1-63,2	58,7	56,9-60,6
Rectum	85,9	84,8-87,0	71,1	69,6-72,5	65,0	63,4-66,6	60,4	58,5-62,3
Hommes	86,9	85,5-88,2	71,6	69,7-73,4	64,7	62,6-66,7	60,0	57,5-62,5
Femmes	84,3	82,5-86,0	70,2	67,9-72,4	65,4	62,9-67,9	60,9	58,0-63,8
Pancréas	20,5	18,9-22,2	7,9	6,9-9,0	6,6	5,6-7,6	6,0	5,0-7,0
Hommes	21,2	18,9-23,6	9,0	7,4-10,7	7,0	5,6-8,6	7,2	5,6-9,0
Femmes	20,0	17,8-22,3	6,9	5,7-8,4	6,1	4,9-7,5	4,9	3,7-6,3
Poumon et bronches	37,3	36,5-38,1	19,3	18,7-19,9	15,5	15,0-16,1	12,4	11,9-13,0
Hommes	34,7	33,6-35,7	16,6	15,8-17,4	13,3	12,6-14,0	10,9	10,2-11,6
Femmes	40,6	39,4-41,8	22,9	21,9-23,9	18,5	17,5-19,4	14,2	13,4-15,1
Mélanome de la peau	97,0	96,3-97,7	92,3	91,2-93,3	89,5	88,2-90,8	87,6	86,0-89,2
Hommes	96,1	94,9-97,1	90,6	88,9-92,1	86,8	84,7-88,7	84,7	82,2-87,1
Femmes	98,0	97,0-98,8	94,1	92,7-95,4	92,4	90,7-93,9	90,7	88,6-92,6
Sein	97,2	96,9-97,5	91,9	91,4-92,4	87,5	86,9-88,1	79,6	78,8-80,4
Femmes	97,2	96,9-97,5	91,9	91,4-92,4	87,5	86,9-88,2	79,7	78,9-80,5
Col de l'utérus	88,7	86,8-90,4	79,1	76,8-81,2	75,7	73,2-78,0	71,6	69,0-74,0
Corps de l'utérus	94,1	93,1-95,0	88,8	87,4-90,0	86,2	84,6-87,6	84,5	82,6-86,3
Ovaire	73,2	71,2-75,2	51,0	48,8-53,2	40,5	38,3-42,7	33,6	31,5-35,8
Prostate	98,4	98,1-98,7	96,5	96,0-97,0	95,2	94,5-95,9	91,9	90,9-93,0
Vessie (y compris in situ)	86,3	85,1-87,4	78,4	76,9-79,8	75,0	73,4-76,7	71,6	69,6-73,5
Hommes	86,8	85,4-88,1	79,2	77,5-80,9	76,1	74,1-78,0	73,3	70,9-75,6
Femmes	85,0	82,5-87,2	76,0	73,0-78,7	72,2	68,9-75,2	66,9	63,3-70,5
Rein et bassin	78,3	76,7-79,8	70,6	68,8-72,4	65,8	63,8-67,7	61,2	59,0-63,4
Hommes	77,4	75,3-79,4	70,4	68,0-72,6	64,4	61,9-66,9	59,5	56,6-62,3
Femmes	79,7	77,2-82,0	71,0	68,2-73,7	67,8	64,7-70,8	63,7	60,3-67,0
Cerveau	45,6	43,1-48,0	27,0	25,0-29,1	23,4	21,4-25,4	18,9	17,1-20,7
Hommes	44,7	41,4-47,9	25,0	22,4-27,7	20,6	18,2-23,1	16,8	14,6-19,1
Femmes	46,7	42,9-50,4	29,7	26,4-33,1	27,1	23,9-30,4	21,7	18,8-24,7
Thyroïde	98,7	98,1-99,2	97,8	96,9-98,5	97,7	96,7-98,7	97,5	96,1-98,7
Hommes	96,3	94,1-97,8	95,5	92,9-97,5	93,6	90,3-96,3	91,2	87,0-94,8
Femmes	99,3	98,8-99,7	98,4	97,5-99,1	98,9	97,9-99,8	99,3	97,9-100,5
Lymphome non hodgkinien	77,0	75,7-78,2	67,5	66,0-68,9	61,5	60,0-63,1	52,0	50,3-53,6
Hommes	76,5	74,7-78,2	65,5	63,5-67,4	59,1	57,0-61,2	50,2	47,9-52,5
Femmes	77,6	75,7-79,3	69,7	67,6-71,7	64,2	62,0-66,4	54,0	51,6-56,4
Myélome multiple	72,3	69,7-74,6	48,7	46,0-51,4	33,9	31,3-36,6	21,1	18,7-23,6
Hommes	72,0	68,5-75,2	50,0	46,3-53,7	36,9	33,2-40,7	24,9	21,2-28,8
Femmes	72,6	68,8-75,9	47,2	43,3-51,0	30,9	27,3-34,6	17,6	14,7-20,8
Leucémies	65,7	63,9-67,5	54,5	52,6-56,4	49,3	47,3-51,3	41,2	39,1-43,3
Hommes	66,3	63,8-68,6	54,7	52,2-57,2	48,0	45,4-50,6	40,1	37,4-42,8
Femmes	64,9	61,9-67,7	54,2	51,2-57,2	51,0	47,9-54,1	42,7	39,5-46,0

Source des données : Registre canadien du cancer
† Québec non compris.

L'analyse par période repose sur l'hypothèse selon laquelle l'expérience de suivi, en 2002, d'un échantillon transversal de cas fournira une bonne approximation de l'expérience longitudinale de survie des personnes chez lesquelles le diagnostic de cancer a été posé récemment. Les estimations basées sur l'analyse par période pourraient être trop optimistes si, au lieu d'accroître les chances de guérison, les progrès en matière de dépistage précoce et de traitement retardaient simplement le décès par cancer⁵. Cependant, cette réserve sur le plan théorique s'est avérée sans fondement en pratique^{5,9-13,15,17}. En fait, les études indiquent que les estimations par période sont souvent légèrement pessimistes, quoique plus à jour que les estimations produites par la méthode classique des cohortes. Ce résultat a été attribué à l'amélioration constante des probabilités conditionnelles de survie grâce aux progrès diagnostiques ou thérapeutiques, ou les deux⁵.

Sexe, âge et siège du cancer

Pour tous les types de cancers invasifs confondus, les RSR calculés d'après l'analyse par période sont, en général, légèrement plus élevés chez les femmes que chez les hommes. Les RSR par période sont aussi inversement corrélés à l'âge; autrement dit, les pronostics les meilleurs, ou les estimations les plus élevées, sont observés aux âges les moins avancés. Le cancer du sein est une exception qui mérite d'être soulignée : le RSR à 5 ans le plus faible est observé à l'endroit des patientes les plus jeunes (15 à 39 ans) et les plus âgées (80 à 99 ans); par ailleurs, il est fort semblable parmi les autres groupes d'âge (données non présentées).

De tous les sièges de tumeur analysés, les RSR à 5 ans les plus élevés sont ceux qui ont trait à la thyroïde (97,7 %) et à la prostate (95,2 %). Viennent ensuite le mélanome de la peau (89,5 %) et les tumeurs du sein (87,5 %) et du corps de l'utérus (86,2 %) (tableau 2). Le pronostic à 5 ans le plus sombre concerne le cancer du pancréas (6,6 %), puis les cancers de l'œsophage (13,2 %), du poumon et des bronches (15,5 %), du cerveau (23,4 %) et de l'estomac (24,0 %). Si l'on considère d'autres durées de survie (1, 3 et 10 ans), le

classement relatif des sièges de cancer ne change pratiquement pas. Seuls des écarts absolus modestes sont observés entre les taux à 1 an et à 10 ans pour les cancers de la thyroïde (1,2 %) et de la prostate (6,5 %). Par contre, les écarts sont assez importants dans les cas du myélome multiple (51,2 %) et du cancer de l'ovaire (39,6 %). Pour les 20 sièges étudiés, l'écart moyen selon le siège entre les taux de survie à 1 an et à 10 ans est de 20,9 %.

Sur le plan international

Les prévisions selon l'analyse par période de la survie relative des personnes chez lesquelles un cancer a été diagnostiqué récemment n'ont été publiées que pour un petit nombre de pays³⁰⁻³³. Même si ces études portent sur des périodes différentes, des groupes d'âge différents et des groupes de sièges de tumeur qui ne sont pas nécessairement uniformes, il est possible de faire certaines comparaisons générales avec les résultats de la présente nouvelle analyse par période.

Les estimations par période pour les États-Unis, basées sur des données recueillies par le Surveillance, Epidemiology and End Results (SEER) program du National Cancer Institute, ont été publiées pour 1998³⁰. Bien que le programme SEER ne soit pas un registre du cancer de portée nationale (les données ont été recueillies auprès de neuf registres du cancer axés sur la population), il s'agit de la source la plus complète d'information sur l'incidence du cancer et la survie à cette maladie aux États-Unis³⁰. En général, le Canada semble enregistrer des ratios de survie relative (RSR) légèrement plus élevés que les registres du SEER, mais il convient de souligner que les résultats canadiens sont fondés sur des données plus récentes. Les estimations des RSR produites au Canada sont nettement plus élevées que les ratios américains pour le myélome multiple (5 ans : 33,9 % contre 29,5 % et 10 ans : 21,1 % contre 12,7 %), mais considérablement plus faibles pour le cancer de l'ovaire (40,5 % contre 55,0 % et 33,6 % contre 49,3 %).

Les RSR canadiens se comparent encore plus favorablement à ceux calculés d'après les données des registres du cancer suédois³¹. En particulier, la survie relative au cancer de la prostate est de loin plus élevée au Canada qu'en Suède (5 ans : 95,2 % contre 79,5 %; 10 ans : 91,9 % contre 59,3 %). Des écarts comparables pour le cancer de la prostate entre la Suède et les États-Unis ont été attribués à un recours plus précoce et plus généralisé au dépistage par le test de l'antigène prostatique spécifique aux États-Unis³¹.

Écart période-cohorte

Avant que les chercheurs n'adoptent la méthode d'analyse par période pour étudier la survie au cancer, les prévisions de la survie des patients ayant reçu récemment un diagnostic de cancer étaient nécessairement basées sur l'analyse de cohortes. Pour les besoins de la présente étude, les estimations par analyse de cohortes les plus à jour de la survie à long terme disponibles étaient fondées sur le suivi des cas diagnostiqués en 1992

(10 ans) et en 1997 (5 ans). Pour tous les cancers invasifs confondus, le RSR fondé sur la cohorte suivie 5 années était de 60,3 %; pour celle suivie 10 années, il était de 52,1 % (tableau 3). Ces estimations sont environ 2 points et 6 points de pourcentage plus faibles, respectivement, que les plus récentes estimations fondées sur l'analyse par période. Des écarts similaires ont été mentionnés dans d'autres publications. Selon une étude, les estimations par période étaient 1 % et 7 % plus

Tableau 3

Comparaison des estimations les plus récentes fondées sur l'analyse par période et l'analyse de cohortes[†] de la survie relative à 5 ans et à 10 ans, selon le sexe, le groupe d'âge et le siège du cancer, Canada[‡]

	Survie à 5 ans					Survie à 10 ans				
	Analyse par période		Analyse de cohortes			Analyse par période		Analyse de cohortes		
	Ratio de survie relative %	Intervalle de confiance de 95 %	Ratio de survie relative %	Intervalle de confiance de 95 %	Période contre cohorte [§]	Ratio de survie relative %	Intervalle de confiance de 95 %	Ratio de survie relative %	Intervalle de confiance de 95 %	Période contre cohorte [§]
Survie globale	62,3	62,0- 62,6	60,3	59,9- 60,6	2,1	57,7	57,3- 58,0	52,1	51,6- 52,5	5,6
Sexe										
Hommes	61,7	61,2- 62,1	58,4	57,8- 58,9	3,3	57,8	57,3- 58,3	49,4	48,7- 50,1	8,4
Femmes	63,1	62,7- 63,5	62,3	61,7- 62,8	0,8	57,7	57,3- 58,2	55,0	54,4- 55,7	2,7
Groupe d'âge										
15 à 44 ans	79,6	78,9- 80,3	75,8	74,8- 76,7	3,8	74,9	74,1- 75,6	67,6	66,6- 68,7	7,2
45 à 54 ans	70,6	69,9- 71,3	68,1	67,2- 69,0	2,5	64,4	63,7- 65,2	56,4	55,3- 57,5	8,1
55 à 64 ans	65,5	64,9- 66,1	62,2	61,4- 63,0	3,3	59,0	58,3- 59,7	50,5	49,6- 51,4	8,5
65 à 74 ans	61,1	60,5- 61,7	58,5	57,8- 59,3	2,5	56,4	55,7- 57,1	49,6	48,8- 50,5	6,8
75 à 99 ans	51,0	50,2- 51,7	51,2	50,3- 52,1	-0,2	50,3	49,3- 51,3	49,1	47,6- 50,6	1,2
Siège du cancer										
Bouche (cavité buccale et pharynx)	63,4	61,3- 65,4	62,0	59,5- 64,5	1,4	55,5	53,4- 57,7	54,5	51,7- 57,3	1,0
Œsophage	13,2	11,3- 15,3	12,7	10,4- 15,3	0,5	11,5	9,6- 13,7	9,6	7,1- 12,6	1,9
Estomac	24,0	22,2- 25,8	23,0	20,9- 25,2	1,0	22,5	20,6- 24,5	17,3	15,2- 19,6	5,2
Colon	61,3	60,2- 62,4	60,0	58,6- 61,4	1,3	58,7	57,4- 60,1	55,3	53,5- 57,1	3,5
Rectum	65,0	63,4- 66,6	60,6	58,5- 62,6	4,5	60,4	58,5- 62,3	50,7	48,2- 53,2	9,7
Pancréas	6,6	5,6- 7,6	6,4	5,3- 7,7	0,1	6,0	5,0- 7,0	5,5	4,3- 6,9	0,5
Poumon et bronches	15,5	15,0- 16,1	15,4	14,7- 16,2	0,1	12,4	11,9- 13,0	11,7	11,0- 12,4	0,7
Mélanome de la peau	89,5	88,2- 90,8	90,1	88,4- 91,6	-0,6	87,6	86,0- 89,2	85,1	82,7- 87,3	2,6
Sein (hommes et femmes)	87,5	86,9- 88,1	86,5	85,7- 87,3	1,0	79,6	78,8- 80,4	74,7	73,6- 75,9	4,9
Col de l'utérus	75,7	73,2- 78,0	70,3	67,3- 73,1	5,4	71,6	69,0- 74,0	67,1	63,8- 70,2	4,5
Corps de l'utérus	86,2	84,6- 87,6	86,3	84,4- 88,1	-0,1	84,5	82,6- 86,3	83,8	81,2- 86,3	0,6
Ovaire	40,5	38,3- 42,7	38,9	36,1- 41,6	1,7	33,6	31,5- 35,8	32,7	29,8- 35,6	0,9
Prostate	95,2	94,5- 95,9	92,5	91,5- 93,5	2,7	91,9	90,9- 93,0	79,0	77,3- 80,6	13,0
Vessie (y compris in situ)	75,0	73,4- 76,7	76,4	74,4- 78,4	-1,4	71,6	69,6- 73,5	71,6	68,7- 74,4	0,0
Rein et bassin	65,8	63,8- 67,7	63,5	61,0- 65,9	2,3	61,2	59,0- 63,4	57,1	54,0- 60,1	4,1
Cerveau	23,4	21,4- 25,4	22,8	20,4- 25,2	0,6	18,9	17,1- 20,7	17,6	15,3- 20,0	1,3
Thyroid	97,7	96,7- 98,7	95,8	94,1- 97,3	1,9	97,5	96,1- 98,7	93,3	90,8- 95,6	4,2
Lymphome non hodgkinien	61,5	60,0- 63,1	58,7	56,8- 60,6	2,8	52,0	50,3- 53,6	44,5	42,2- 46,8	7,5
Myélome multiple	33,9	31,3- 36,6	32,5	29,3- 35,7	1,5	21,1	18,7- 23,6	18,1	15,0- 21,5	3,0
Leucémies	49,3	47,3- 51,3	45,6	43,2- 48,0	3,7	41,2	39,1- 43,3	38,6	35,9- 41,4	2,6

Source des données : Registre canadien du cancer

[†] Les ratios de survie relative par analyse de cohortes et les intervalles de confiance de 95 % sont fondés sur le suivi jusqu'en 2002 des cas diagnostiqués en 1997 (5 ans) ou en 1992 (10 ans). L'analyse par période porte sur l'expérience de survie en 2002 uniquement des cas diagnostiqués de 1997 à 2002 (5 ans) ou de ceux diagnostiqués de 1992 à 2002 (10 ans).

[‡] Québec non compris.

[§] Écart absolu entre les ratios de survie relative basés sur l'analyse par période et sur l'analyse de cohortes. Une valeur positive indique que l'estimation par période est plus élevée.

élevées que les estimations par analyse de cohortes pour la survie à 5 ans et à 10 ans³⁰, tandis que selon une autre, les accroissements étaient de 4 % et 7 %³¹.

Une comparaison des variations de la survie selon le sexe d'après l'analyse de cohortes et l'analyse par période indique que les différences de survie relative globale observées antérieurement entre les hommes et les femmes se sont vraisemblablement atténuées pour les cas diagnostiqués récemment. Les estimations du RSR selon le sexe par analyse de *cohortes* pour tous les types de cancers invasifs confondus étaient plus faibles chez les hommes en ce qui concerne tant la survie à 5 ans (écart de 3,9 %) qu'à 10 ans (écart de 5,6 %). En revanche, les écarts entre les estimations selon le sexe par analyse par *période* étaient beaucoup plus faibles pour la survie à 5 ans (écart de 1,5 %) et pratiquement inexistantes pour la survie à 10 ans. Ce résultat pourrait être dû, en partie, à l'accroissement important prévu de la survie au cancer de la prostate. Si l'on omet de l'analyse par période les cancers particuliers à un sexe, y compris le cancer du sein, les RSR sont environ 3 % plus faibles chez les hommes pour les deux périodes de survie étudiées (données non présentées).

L'étude révèle un gradient selon l'âge pour la survie relative à 5 ans ainsi qu'à 10 ans, aussi bien dans le cas de l'analyse de cohortes que de l'analyse par période. Les RSR, tous sièges de cancer confondus, les plus élevés sont ceux calculés à l'endroit des personnes ayant de 15 à 44 ans au moment où la tumeur a été diagnostiquée, et les plus faibles à l'égard de celles qui avaient de 75 à 99 ans. Le fait que, pour de nombreuses formes de cancer, la survie relative soit médiocre lorsque la tumeur a été diagnostiquée à un âge plus avancé a déjà été mentionné antérieurement^{34,35}. Cette situation pourrait être le résultat d'un traitement moins intensif à cause d'un niveau plus élevé de comorbidité, d'une répartition moins favorable des stades de tumeur ou d'une conduite moins énergique du traitement (indépendamment de la comorbidité) chez les patients âgés³⁴.

Les RSR à 10 ans, selon l'âge, établis d'après l'analyse par période sont plus élevés que les

estimations correspondantes obtenues par la méthode des cohortes. Les estimations basées sur l'analyse par période sont de 6,8 % à 8,5 % plus élevées pour les quatre premiers groupes d'âge, mais seulement 1,2 % plus élevées pour le groupe des 75 à 99 ans. Un profil semblable se dégage pour la survie à 5 ans : les RSR sont presque identiques pour les personnes âgées, mais de 2,5 % à 3,8 % plus élevés pour les quatre premiers groupes d'âge lorsqu'on utilise l'analyse par période. Ces résultats révèlent un accroissement de l'écart entre la survie à long terme des personnes qui avaient, d'une part, moins de 75 ans et, d'autre part, 75 ans et plus au moment du diagnostic du cancer. La même conclusion a été tirée par les auteurs d'une étude récente fondée sur des données recueillies par le Surveillance, Epidemiology and End Results (SEER) program du National Cancer Institute aux États-Unis³⁴. Ces chercheurs soulignent également que la proportion de patients atteints d'un cancer, au sein du groupe d'âge le plus jeune, qui ont été traités par chirurgie est passée de 70 % en 1986-1990 à 75 % en 1996-2000. À l'opposé, la proportion correspondante chez les personnes de 75 ans et plus a diminué, passant de 55 % à 49 %. Il se pourrait donc que les modalités de traitement selon l'âge diffèrent de façon marquée.

Selon le siège, période contre cohorte

Les estimations par période de la survie relative à 5 ans et à 10 ans sont semblables ou supérieures aux estimations de cohortes correspondantes pour chaque siège de cancer étudié, et les écarts entre les deux méthodes sont moins prononcés pour la survie à 5 ans (tableau 3). La croissance prévue de la survie varie selon le siège du cancer. Dans certains cas, les raisons de l'accroissement ne sont pas évidentes, mais ce dernier reflète vraisemblablement plusieurs facteurs, y compris les progrès thérapeutiques et le diagnostic plus précoce des cas ou d'un plus grand nombre de cas. Comme d'aucuns l'ont suggéré antérieurement³¹, il se pourrait aussi que, pour certaines formes de cancer, l'évolution du diagnostic vers des sous-types histopathologiques à pronostic plus favorable ait joué un rôle.

Pour huit des sièges étudiés, l'estimation par période de la survie à 10 ans est au moins 4 % plus élevée et ne tombe pas dans l'intervalle de confiance de 95 % de l'estimation par cohortes. Cependant, pour sept sièges (vessie, pancréas, corps de l'utérus, poumon, ovaire, cavité buccale et cerveau), il n'y a qu'une faible différence, voire aucune, entre les estimations (1 % ou moins). Les accroissements les plus importants de la survie à 10 ans sont ceux prévus pour le cancer de la prostate (13,0 %), le cancer du rectum (9,7 %) et le lymphome non hodgkinien (7,5 %); viennent ensuite ceux prévus pour l'estomac (5,2 %), le sein (4,9 %) et le col de l'utérus (4,5 %). En ce qui concerne la survie relative à 5 ans, les cancers du col de l'utérus (5,4 %), du rectum (4,5 %) et la leucémie (3,7 %) sont ceux pour lesquels les augmentations prévues sont les plus fortes. Dans les cas où l'analyse par période ne sous-entend qu'un faible changement de la survie, voire aucun, le simple fait de savoir qu'il est peu probable que les taux de survie varient est une information utile.

L'accroissement prévu de la survie à 10 ans dans le cas du cancer de la prostate tient peut-être vraisemblablement à l'effet prolongé du dépistage de l'antigène prostatique spécifique (APS). Le recours généralisé à ce test s'est traduit par une hausse des taux d'incidence et de survie observés pour le cancer de la prostate au Canada^{36,37} et ailleurs³⁸⁻⁴⁰. Les résultats des essais cliniques du test de l'APS qui se poursuivent⁴¹ devraient permettre de déterminer si son utilisation comme instrument de dépistage a réellement donné lieu à une diminution de la mortalité par cancer de la prostate.

L'amélioration du traitement pourrait en partie être à l'origine de l'accroissement prévu de la survie relative à long terme des personnes atteintes d'un lymphome non hodgkinien. Plus précisément, le recours à la greffe autologue de cellules souches et, plus récemment, l'ajout d'anticorps monoclonaux au protocole standard de chimiothérapie ont donné lieu à une augmentation de la survie des patients présentant diverses formes de la maladie⁴²⁻⁴⁴. La survie au lymphome non hodgkinien continuera sans doute de s'accroître à mesure que la recherche sur les anticorps

monoclonaux mènera au développement et à la mise en œuvre de nouveaux protocoles de traitement. Quant à l'accroissement prévu de la survie au cancer du rectum, il pourrait tenir, en partie, au recours accru à la radiothérapie et aux améliorations d'ensemble de la technique chirurgicale.

Pour le cancer du sein, les RSR à 5 ans ont augmenté régulièrement chez les femmes depuis au moins le milieu des années 1980^{29,45}. Une diminution concurrente constante de la mortalité par cancer du sein⁴⁶ donne à penser que le pronostic de ce cancer s'est amélioré concrètement. L'accroissement prévu qu'indique la présente étude reflète probablement la prolongation de cette tendance. L'effet conjugué du diagnostic précoce grâce au dépistage mammographique et de l'amélioration du traitement est vraisemblablement à l'origine de ce changement favorable, mais les effets relatifs de chaque facteur doivent encore être quantifiés. Selon les données tirées de programmes officiels de dépistage du cancer du sein, la participation à ces programmes a augmenté régulièrement au cours des années 1990⁴⁷.

Les progrès récents dans le traitement du cancer du col de l'utérus ont sans doute contribué à l'accroissement de la survie à long terme que prévoit l'analyse par période. Ainsi, compte tenu de la survie d'ensemble qu'on lui associe, l'administration d'une chimiothérapie basée sur le cisplatine durant la radiothérapie a commencé à être offerte aux femmes devant subir une radiothérapie pour un cancer du col de l'utérus localement avancé⁴⁸⁻⁵⁰. De plus, le recours généralisé continu au test Pap comme outil de dépistage⁴⁶ a réduit la mortalité par cancer du col de l'utérus, mais la plupart des tumeurs décelées grâce à ce test sont au stade préinvasif et ne sont donc pas reflétées dans les présentes estimations de la survie.

Mot de la fin

Les estimations de la survie à long terme au cancer sont fortement influencées par la survie au cours des quelques premières années suivant le diagnostic, parce que c'est durant cette période que surviennent la plupart des décès par cancer. Les estimations fondées sur l'analyse par période de la

survie durant les premières années après le diagnostic portent exclusivement sur la survie des personnes dont la tumeur a été diagnostiquée récemment. En revanche, les estimations de la survie à long terme par analyse de cohortes faites durant les premières années suivant le diagnostic sont fondées sur la survie des personnes chez lesquelles le diagnostic de cancer a été posé il y a de nombreuses années. Il s'agit de la principale raison pour laquelle les estimations de la survie à long terme basées sur l'analyse par période sont plus à jour que les estimations par analyse de cohortes.

L'utilisation de données transversales sur les cas suivis en 2002 donne des prévisions plus à jour des ratios de survie relative (RSR) à long terme pour les personnes dont le cancer a été diagnostiqué récemment que si l'on se fondait uniquement sur l'expérience de survie d'une cohorte de cas diagnostiqués en 1997 (5 ans) ou en 1992 (10 ans). Si la survie s'est améliorée, les estimations fondées sur l'analyse par période seront plus élevées que les estimations par analyse de cohortes. Si les taux de survie sont demeurés les mêmes, les estimations d'après l'analyse par période et l'analyse de cohortes seront semblables.

L'analyse par période réalisée dans le cadre de la présente étude donne à penser que la survie à long terme des Canadiens chez lesquels on a diagnostiqué un cancer récemment sera plus longue — pour de nombreuses formes de cancer — qu'on ne l'avait estimé antérieurement par analyse de cohortes. Les RSR à 5 ans et à 10 ans tous sièges de cancer invasif confondus prévus par cette analyse sont de 62,3 % et 57,7 %, respectivement,

soit 2 à 6 points de pourcentage de plus que les taux estimés antérieurement.

L'accroissement prévu de la survie varie considérablement selon le siège du cancer. Les augmentations les plus importantes de la survie relative à 10 ans sont celles observées pour les cancers de la prostate (13,0 %) et du rectum (9,7 %). Les écarts entre les estimations par période et par cohortes sont moins prononcés pour la survie à 5 ans. Les augmentations les plus importantes des RSR à 5 ans sont celles déterminées pour les cancers du col de l'utérus (5,4 %) et du rectum (4,5 %) et pour la leucémie (3,7 %). Pour des sièges tels que l'œsophage et le pancréas, les RSR devraient demeurer quasiment constants.

La précision avec laquelle les estimations fondées sur l'analyse par période obtenues dans le cadre de la présente étude prédisent effectivement la survie à long terme des personnes chez lesquelles un cancer a été diagnostiqué récemment demeurera inconnue pendant un certain temps. Les estimations de la survie pourraient devenir encore plus élevées que celles présentées ici si l'amélioration de la survie se poursuit. Les présentes estimations mise à jour fournissent néanmoins un aperçu plus réaliste de la survie à long terme au cancer. ●

Remerciements

Statistique Canada est responsable de la tenue à jour du Registre canadien du cancer. Ce dernier regroupe l'ensemble des données que lui fournissent les registres provinciaux et territoriaux du cancer dont l'étruite collaboration est vivement appréciée.

Références

1. M.P. Coleman, P. Babb, P. Damiacki *et al.*, *Cancer Survival Trends in England and Wales 1971-1995: Deprivation and NHS Region*, Series SMPS no. 61, Londres, The Stationery Office, 1999.
2. P.W. Dickman, T. Hakulinen, T. Luostarinen *et al.*, « Survival of cancer patients in Finland 1955-1994 », *Acta Oncologica*, 38(Supplement 12), 1999, p. 1-103.
3. R. Sankaranarayanan, R.J. Black et D.M. Parkin (publié sous la direction de), *Cancer survival in developing countries*, Centre international de recherche sur le cancer, Scientific Publications no. 145, Lyon, Centre international de recherche sur le cancer, 1998.
4. M. Sant, T. Aareleid, F. Berrino *et al.*, « Eurocare-3: Survival of cancer patients diagnosed 1990-1994 – results and commentary », *Annals of Oncology*, 14(Supplement 5), 2003, p. v61-v118.

5. H. Brenner, O. Gefeller et T. Hakulinen, « Period analysis for 'up-to-date' cancer survival data: theory, empirical evaluation, computational realisation and applications », *European Journal of Cancer*, 40, 2004, p. 326-335.
6. D.M. Parkin, S.L. Whelan, J. Ferlay *et al.* (publié sous la direction de), *Cancer Incidence in Five Continents, Volume VIII*, Centre international de recherche sur le cancer, Scientific Publications no. 155, Lyon, Centre international de recherche sur le cancer, 2002, p. 130-152.
7. Statistique Canada, *Registre canadien du cancer*, Division de la statistique de la santé, Ottawa, disponible à : http://www.statcan.ca/francais/sdds/3207_f.htm, site consulté en octobre 2005.
8. 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.
9. L.F. Ellison, « An empirical evaluation of period survival analysis using data from the Canadian Cancer Registry », *Annals of Epidemiology*, 16(3), 2006, p. 191-196.
10. H. Brenner et T. Hakulinen, « Up-to-date long-term survival curves of patients with cancer by period analysis », *Journal of Clinical Oncology*, 20, 2002, p. 826-832.
11. H. Brenner et T. Hakulinen, « Advanced detection of time trends in long-term cancer patient survival: experience from 50 years of cancer registration in Finland », *American Journal of Epidemiology*, 156, 2002, p. 566-577.
12. H. Brenner et T. Hakulinen, « Very long-term survival rates of patients with cancer », *Journal of Clinical Oncology*, 20, 2002, p. 4405-4409.
13. M. Talbäck, M. Stenbeck et M. Rosén, « Up-to-date long term survival of cancer patients: An evaluation of period analysis on Swedish Cancer Registry data », *European Journal of Cancer*, 40, 2004, p. 1361-1372.
14. H. Brenner et O. Gefeller, « An alternative approach to monitoring cancer patient survival », *Cancer*, 78, 1996, p. 2004-2010.
15. H. Brenner, B. Söderman et T. Hakulinen, « Use of period analysis for providing more up-to-date estimates of long term survival rates: empirical evaluation among 370,000 cancer patients in Finland », *International Journal of Epidemiology*, 31, 2002, p. 456-462.
16. H. Brenner et O. Gefeller, « Deriving more up-to-date estimates of long term patient survival », *Journal of Clinical Epidemiology*, 50, 1997, p. 211-216.
17. H. Brenner, « Up-to-date survival curves of children with cancer by period analysis », *British Journal of Cancer*, 88, 2003, p. 1693-1697.
18. A. Fritz, C. Percy, A. Jack *et al.* (publié sous la direction de), *Classification internationale des maladies, Oncologie, troisième édition*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2000.
19. L.F. Ellison, L. Gibbons et le 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).
20. Statistique Canada, *Manuel de procédures du registre canadien du cancer – Aperçu de la confirmation des décès*, division de la statistique de la santé, Ottawa, 2005, disponible à : <http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/listpub.cgi?catno=82-225-XIF2005002> (Statistique Canada, n° 82-225-XIF – n° 002 au catalogue).
21. J. Berkson et R.P. Gage, *Calculation of survival rates for cancer, Proceedings of the Staff Meetings of the Mayo Clinic*, 25, 1950, p. 270-286.
22. 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.
23. P. Dickman, *Population-based cancer survival analysis*, disponible à : <http://www.pauldickman.com/teaching/tampere2004/index.php>, document consulté en août 2005.
24. F. Ederer et H. Heise, *Instructions to IBM 650 programmers in processing survival computations. Methodological note no. 10*. Bethesda, MD, End Results Evaluation section, National Cancer Institute, 1959.
25. 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).
26. 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).
27. 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.
28. M. Greenwood, *The errors of sampling of the survivorship table, volume 33 of Reports on Public Health and Medical Subjects*, Londres, Her Majesty's Stationery Office, 1926.
29. Statistique Canada, *Statistiques sur le cancer – statistiques sur la survie*, Division de la statistique de la santé, Ottawa, 2005, disponible à : http://www.statcan.ca/francais/freepub/84-601-XIF/2005001/survival_f.htm (Statistique Canada, n° 84-601-XIF – no 001 au catalogue).
30. H. Brenner, « Long-term survival rates of cancer patients achieved by the end of the 20th century: a period analysis », *The Lancet*, 360, 2002, p. 1131-1135.
31. M. Talbäck, M. Rosén, M. Stenbeck *et al.*, « Cancer patient survival in Sweden at the beginning of the third millennium – predictions using period analysis », *Cancer Causes and Control*, 15, 2004, p. 967-976.
32. L.K. Smith, P.C. Lambert et D.R. Jones, « Up-to-date estimates of long-term cancer survival in England and Wales », *British Journal of Cancer*, 89, 2003, p. 74-76.
33. H. Brenner et T. Hakulinen, « Long term cancer survival achieved by the end of the 20th century: most up-to-date estimates from the nationwide Finnish Cancer Registry », *British Journal of Cancer*, 85, 2001, p. 367-371

34. H. Brenner et V. Arndt, « Recent increase in cancer survival according to age: higher survival in all age groups but widening age gradient », *Cancer Causes and Control*, 15, 2004, p. 903-910.
35. M. Vercelli, R. Capocaccia, A. Quaglia *et al.*, « Relative survival in elderly European cancer patients: evidence for health care inequalities », *Critical Reviews in Oncology/Hematology*, 35, 2000, p. 161-179.
36. 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).
37. D. Skarsgard et J. Tonita, « Prostate cancer in Saskatchewan Canada, before and during the PSA era », *Cancer Causes and Control*, 11, 2000, p. 79-88.
38. 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.
39. 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.
40. H.G. Welch, L.M. Schwartz et S. Woloshin, « Are increasing survival rates evidence of success against cancer? », *Journal of the American Medical Association*, 283, 2000, p. 2975-2978.
41. J.K. Gohagan, P.C. Prorok, B.S. Kramer *et al.*, « Prostate cancer screening in the prostate, lung, colorectal and ovarian cancer screening trial of the National Cancer Institute », *Journal of Urology*, 152, 1994, p. 1905-1909.
42. B.T. Hennessy, E.O. Hanrahan et P.A. Daly, « Non-Hodgkin lymphoma: an update », *The Lancet Oncology*, 15, 2004, p. 341-353.
43. J.P. Leonard, R.R. Furman, J. Ruan *et al.*, « New developments in immunotherapy for non-Hodgkin's lymphoma », *Current Oncology Report*, 7, 2005, p. 364-371.
44. L.H. Sehn, J. Donaldson, M. Chhanabhai *et al.*, « Introduction of combined CHOP plus rituximab therapy dramatically improved outcome of diffuse large B-cell lymphoma in British Columbia », *Journal of Clinical Oncology*, 23, 2005, p. 5027-5033.
45. L.F. Ellison et L. Gibbons, « Les principaux cancers – évolution de la survie relative à cinq ans », *Rapports sur la santé*, 15(2), 2004, p. 19-33 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
46. Société canadienne du cancer et Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer 2005*, Toronto, Canada, 2005.
47. Agence de santé publique du Canada, *Programmes organisés de dépistage du cancer du sein au Canada, Rapport de 1999 et 2000*, disponible à : www.phac-aspc.gc.ca/publicat/obcsp-podcs00/index_f.html, site consulté le 28 juin 2005.
48. P.G. Rose et B.N. Bundy, « Chemoradiation for locally advanced cervical cancer: does it help? », *Journal of Clinical Oncology*, 20, 2002, p. 891-893.
49. H. Lukka, H. Hirte, A. Fyles *et al.*, *Primary treatment for locally advanced cervical cancer: concurrent platinum-based chemotherapy and radiation; practice guideline report no. 4-5*, Toronto, Action cancer Ontario, juin 2002 (document révisé en juin 2004, disponible en ligne à : www.guideline.gov/summary/summary.aspx?doc_id=5587).
50. National Cancer Institute, *NCI Clinical announcement on concurrent chemoradiation for cervical cancer*, Bethesda MD, National Institutes of Health, 23 février 1999.

Annexe

Tableau A

Nombre de cas, pourcentage d'hommes et âge médian au moment du diagnostic, selon le siège du cancer et l'année du diagnostic, Canada, † 1992, 1997 et 2002

	Année du diagnostic								
	1992			1997			2002		
	Nombre de cas	% d'hommes	Âge médian au diagnostic	Nombre de cas	% d'hommes	Âge médian au diagnostic	Nombre de cas	% d'hommes	Âge médian au diagnostic
Tous sièges de cancer confondus	76 946	53	68	84 493	52	68	95 299	52	67
Bouche (cavité buccale et pharynx)	2 128	71	64	1 975	69	65	2 109	66	63
Oesophage	712	72	68	839	70	69	902	72	70
Estomac	1 808	64	70	1 804	65	71	1 775	62	71
Côlon	6 789	51	71	7 247	50	72	8 265	50	72
Rectum	3 037	62	69	3 265	60	69	3 931	60	68
Pancréas	1 696	50	70	1 861	48	72	1 963	47	72
Poumon et bronches	10 782	64	68	11 226	59	69	12 161	55	70
Mélanome de la peau	2 161	52	54	2 605	51	55	3 016	52	57
Sein (hommes et femmes)	11 227	1	63	12 666	1	61	13 981	1	60
Col de l'utérus	1 053	0	46	1 043	0	45	1 011	0	46
Corps de l'utérus	1 975	0	66	2 239	0	65	2 564	0	64
Ovaire	1 278	0	63	1 360	0	65	1 590	0	63
Prostate	11 368	100	72	12 456	100	71	14 900	100	69
Vessie (y compris in situ)	3 087	76	71	3 499	74	71	3 515	75	72
Rein et bassinnet	1 755	62	65	1 990	63	66	2 362	61	64
Cerveau	1 094	60	59	1 245	56	58	1 303	57	60
Thyroïde	956	22	44	1 215	23	46	2 153	22	46
Lymphome non hodgkinien	2 749	53	64	3 414	53	64	3 763	54	65
Myélome multiple	874	54	70	1 047	54	71	1 097	54	71
Leucémies	1 931	59	68	2 074	58	68	2 281	58	68

Source des données : Registre canadien du cancer

† Après les exclusions de l'analyse de survie.

‡ Québec non compris.

Effet de l'immunisation universelle contre la grippe sur les taux de vaccination en Ontario

Jeff C. Kwong, Christie Sambell, Helen Johansen, Thérèse A. Stukel et Douglas G. Manuel

Résumé

Objectifs

Le présent article porte sur le lien entre l'entrée en vigueur du Programme universel de vaccination contre la grippe en Ontario et l'évolution des taux de vaccination. L'analyse compare en outre la situation de l'Ontario à celle de l'ensemble des autres provinces.

Sources des données

Les données 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 et de 2003, toutes deux réalisées par Statistique Canada.

Techniques d'analyse

Des totalisations croisées ont servi à estimer les taux de vaccination. Ces derniers ont été calculés pour l'ensemble de la population de 12 ans et plus, pour les groupes particulièrement vulnérables aux effets de la grippe et selon certaines variables sociodémographiques. Des tests Z et la régression logistique multiple ont permis d'étudier les écarts entre les estimations.

Principaux résultats

De 1996-1997 à 2000-2001, l'augmentation du taux de vaccination global en Ontario a été de 10 points de pourcentage supérieure à celle de l'ensemble des autres provinces. Les augmentations en Ontario ont été particulièrement prononcées chez les personnes de moins de 65 ans, ayant un niveau de scolarité plus élevé, et dont le revenu du ménage était plus élevé. Entre 2000-2001 et 2003, les taux de vaccination sont demeurés stables en Ontario, tandis qu'ils ont continué d'augmenter dans les autres provinces. Malgré cela, les taux observés en Ontario en 2003 étaient supérieurs à ceux des autres provinces.

Mots-clés

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

Auteurs

Jeff C. Kwong (416-722-5437; jeff.kwong@utoronto.ca), Thérèse A. Stukel et Douglas G. Manuel travaillent à l'Institut des sciences de l'évaluation clinique, 2075, avenue Bayview, Toronto, Ontario, M4N 3M5; Christie Sambell et Helen Johansen travaillent à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Les épidémies de grippe annuelles sont une importante cause de morbidité et de mortalité. Elles entraînent notamment un fardeau économique considérable pour la société, tant sur les plans des coûts des soins de santé que de la perte de la productivité¹. Très contagieuse, la grippe infecte entre 10 % et 25 % de la population chaque année². La plupart des enfants et des adultes en santé se remettent des infections grippales. Cependant, parmi les populations vulnérables comme les personnes âgées et celles ayant des problèmes de santé chroniques, la grippe peut entraîner des complications graves et même la mort³.

La prévention par la vaccination est la pierre angulaire de la gestion de la grippe. La vaccination antigrippale saisonnière est d'ailleurs recommandée pour les personnes qui présentent un risque élevé de complications^{4,5}. À la fois sûre et efficace, la vaccination réduit le nombre de cas de 70 % chez les adultes en santé⁶ et de 50 % chez les personnes âgées⁷.

Méthodologie

Sources des données

La présente analyse est fondée sur des données provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997 (ENSP) et des deux premiers cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisés en 2000-2001 (cycle 1.1) et en 2003 (cycle 2.1). Ces enquêtes de Statistique Canada ont pour champ d'observation la population à domicile. Sont exclus les membres des Forces armées canadiennes, les résidents des bases des Forces canadiennes, des réserves indiennes et de certaines régions éloignées, ainsi que les personnes vivant en établissement (maisons de soins infirmiers, prisons, etc.). La présente étude permet de comparer les personnes de 12 ans et plus qui habitaient en Ontario et celles qui habitaient dans les neuf autres provinces considérées comme un seul ensemble.

Enquête nationale sur la santé de la population

Depuis 1994-1995, l'ENSP est réalisée tous les deux ans et permet de recueillir des données transversales et longitudinales, généralement au moyen d'entrevues téléphoniques. Pour la composante transversale, les données sociodémographiques et des renseignements généraux sur la santé sont recueillis pour chaque membre d'un ménage et classés dans le Fichier général. D'autres renseignements sur la santé, y compris des données sur la vaccination antigrippale, sont recueillis pour un membre du ménage sélectionné au hasard et stockés dans le Fichier santé. Des descriptions plus détaillées du plan de sondage et des méthodes d'échantillonnage de l'ENSP figurent dans d'autres articles parus antérieurement⁹. L'ENSP de 1996-1997 a été réalisée de juin 1996 à août 1997; le taux de réponse global était d'environ 83 %. La présente analyse porte sur des données provenant du Fichier santé recueillies auprès de 73 402 personnes de 12 ans et plus, pondérées afin qu'elles soient représentatives d'une population d'environ 24,6 millions de personnes.

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

L'ESCC, dont la collecte des données a débuté en 2000-2001, est une enquête transversale réalisée au moyen d'entrevues menées au téléphone et en personne au cours d'un cycle bisannuel répétitif. Les données sur la vaccination contre la grippe ont été recueillies en 2000-2001 (cycle 1.1) et en 2003 (cycle 2.1). La collecte des données pour le cycle 1.1 s'est échelonnée sur 12 mois à compter de septembre 2000, mais les questions sur la vaccination contre la grippe n'ont été posées qu'au quatrième trimestre (de juin à août 2001). Elles ont été posées aux quatre trimestres pour le cycle 2.1 (de janvier à décembre 2003). Une description plus détaillée du plan de sondage et des méthodes d'échantillonnage de l'ESCC figure dans d'autres articles parus antérieurement⁹. Le taux de réponse pour le cycle 1.1 était d'environ 85 % et pour le cycle 2.1, de 81 %. Les échantillons utilisés pour les besoins de la présente

étude comprennent 35 187 participants de 12 ans et plus pour le cycle 1.1 et 133 026 participants de 12 ans et plus pour le cycle 2.1, pondérés pour qu'ils soient représentatifs d'une population de 25,9 millions et de 26,5 millions de personnes, respectivement. Certaines caractéristiques de la population échantillonnée visée par l'enquête en 2003 sont présentées au tableau A en annexe.

Techniques analytiques

Des totalisations croisées fondées sur les données de l'ENSP et de l'ESCC ont permis d'estimer les proportions de personnes de 12 ans et plus qui ont déclaré avoir été vaccinées contre la grippe l'année précédente. Ces estimations ont notamment été faites selon certaines caractéristiques sociodémographiques et selon le groupe à risque pour l'immunisation contre la grippe (les personnes âgées et les personnes de tout âge souffrant de problèmes de santé chroniques). Dans l'analyse non corrigée, des tests Z ont permis d'examiner les proportions de personnes vaccinées en 1996-1997 par rapport à 2000-2001 et en 2000-2001 par rapport à 2003. Ces tests ont en outre servi à comparer la variation absolue des taux de vaccination en Ontario avec celle observée dans l'ensemble des autres provinces. Dans l'analyse corrigée, on a eu recours à la régression logistique multiple pour modéliser l'effet de l'entrée en vigueur du Programme universel de vaccination contre la grippe (PUVG) en Ontario sur le statut d'immunisation, stratifié selon le groupe d'âge et selon la présence ou non de problèmes de santé chroniques. L'unité d'analyse était la personne; la variable réponse était son statut d'immunisation contre la grippe; la principale variable prédictive était l'interaction entre la présence du PUVG (l'Ontario comparativement aux autres provinces) et le moment (1996-1997 par rapport à 2000-2001 ou 2000-2001 par rapport à 2003); et les facteurs éventuellement confusionnels étaient l'âge, le sexe, la province, le revenu du ménage, le niveau de scolarité, la situation quant à l'usage du tabac et le fait d'avoir un médecin de famille. La valeur de *p* du paramètre d'interaction entre la présence du PUVG et le temps a servi à tester la signification de l'évolution des taux de vaccination au fil du temps en Ontario comparativement aux autres provinces. On a mené des analyses distinctes stratifiées selon le groupe d'âge (12 à 49 ans, 50 à 64 ans et 65 ans et plus) et selon la présence d'un ou de plusieurs problèmes de santé chroniques.

Étant donné le plan d'échantillonnage à plusieurs degrés de l'ENSP et de l'ESCC, la méthode du *bootstrap*¹⁰ a été utilisée pour calculer les coefficients de variation et pour tester la signification statistique des écarts. Le niveau de signification a été fixé à $p < 0,05$. Toutefois, étant donné la grande taille des échantillons, les petites variations de la proportion de personnes vaccinées ont été statistiquement significatives, de sorte que seules les variations supérieures à 5 points de pourcentage ont été considérées comme étant « significatives sur le plan clinique ».

Malgré les avantages de la vaccination antigrippale, les taux de vaccination demeurent relativement faibles. En 1993, les participants à une conférence consensuelle nationale ont fixé un taux cible de vaccination de 70 % pour les personnes âgées et pour les adultes ayant des problèmes de santé chroniques¹¹. Les résultats de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997 ont indiqué que 51 % des personnes âgées et 21 % de celles de 20 à 64 ans ayant des problèmes de santé chroniques avaient reçu un vaccin contre la grippe l'année précédente¹².

En 2000, la plupart des provinces et territoires avaient mis en place des programmes financés par l'État proposant d'administrer le vaccin antigrippal gratuitement aux personnes âgées, aux personnes ayant des problèmes de santé chroniques et aux travailleurs de la santé¹³. En juillet cette même

année, l'Ontario a mis sur pied le Programme universel de vaccination contre la grippe (PUVG) offrant la vaccination gratuite à l'ensemble de la population de 6 mois et plus¹⁴. Il s'agissait du premier programme à grande échelle de la sorte au monde et l'Ontario demeure la seule province du pays où une telle politique est en vigueur.

La présente étude vise à évaluer l'effet du PUVG de l'Ontario sur les taux de vaccination. Pour ce faire, les auteurs utilisent les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). Ils tentent ainsi de déterminer si la mise en place du PUVG a été associée à une plus forte augmentation des taux de vaccination en Ontario que dans les autres provinces (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*). Ils établissent en outre les groupes à risque et les

Définitions

Le Programme universel de vaccination contre la grippe (PUVG) de l'Ontario a été annoncé officiellement en juillet 2000 mais, les vaccins contre la grippe n'étant disponibles qu'en octobre, il a débuté officiellement en octobre 2000.

La question suivante a été posée aux participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997 et aux participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001 et de 2003 : « Avez-vous déjà reçu un vaccin contre la grippe? » À ceux qui avaient été vaccinés, on a demandé à quand remontait leur dernier vaccin. On a considéré comme étant immunisés ceux qui ont déclaré avoir reçu un vaccin contre la grippe au cours de la dernière année.

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 » et en leur lisant une liste de problèmes de santé. 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'une maladie cardiaque, de diabète, de cancer, de séquelles d'un accident vasculaire cérébral, d'asthme ou d'emphysème/de bronchite chronique.

Deux ensembles de *groupes d'âge* ont été considérés, soit 1) les 12 à 19 ans, 20 à 49 ans, 50 à 64 ans, 65 à 74 ans, et 75 à 84 ans, 85 ans et plus et 2) les 12 à 49 ans, 50 à 64 ans, et 65 ans et plus.

Les *groupes à risque* ont été définis comme présentant un risque élevé ou un risque faible. Les personnes de 65 ans et plus et celles

de 12 à 64 ans souffrant d'au moins un problème de santé chronique ont été jugées présenter un risque élevé. Les personnes de 12 à 64 ans ne souffrant pas de problèmes de santé chroniques ont été considérées comme présentant un risque faible.

Le *niveau de scolarité* a été défini comme étant le plus haut niveau de scolarité atteint, soit pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, et au moins études postsecondaires partielles.

Le *revenu du ménage* était fondé sur le nombre de personnes dans le ménage et le revenu total de toutes les sources au cours des 12 mois précédents :

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

Trois catégories d'*usage du tabac* ont été considérées, à savoir n'a jamais fumé, ancien fumeur, et fume quotidiennement ou à l'occasion.

On a demandé aux participants à l'enquête s'ils avaient un *médecin de famille*.

sous-groupes de population dont les taux de vaccination ont augmenté le plus et le moins à la suite de l'entrée en vigueur du PUVG.

Effet initial du PUVG : en 1996-1997 et en 2000-2001

Entre 1996-1997 (avant le PUVG) et 2000-2001 (après le PUVG), le pourcentage des résidents de

l'Ontario de 12 ans et plus qui avaient reçu un vaccin contre la grippe est passé de 18 % à 36 %. L'augmentation observée dans l'ensemble des autres provinces se situait entre 13 % et 21 % (tableau 1) (voir l'article intitulé « Vaccination contre la grippe – tendances nationales et provinciales ou territoriales » dans le présent numéro pour connaître les pourcentages de

Tableau 1

Pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe l'année précédente, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 12 ans et plus, Ontario et autres provinces, 1996-1997 et 2000-2001

	Ontario			Autres provinces			Écart de variation (Ontario et autres provinces)
	1996-1997	2000-2001	Variation en pourcentage	1996-1997	2000-2001	Variation en pourcentage	
	%			%			
Total	18,1	36,0	17,9*	12,7	20,8	8,1*	9,8*
Sexe							
Hommes	17,0	32,2	15,2*	11,0	17,9	6,9*	8,3*
Femmes	19,1	39,6	20,5*	14,3	23,6	9,3*	11,2*
Groupe d'âge							
12 à 49 ans	9,3	27,0	17,7*	5,6	11,5	5,9*	11,8*
12 à 19 ans	15,8	28,7	12,9*	5,6	9,4	3,8*	9,1*
20 à 49 ans	8,0	26,6	18,6*	5,6	11,9	6,3*	12,3*
50 à 64 ans	20,5	41,6	21,1*	14,6	22,6	8,0*	13,1*
65 ans et plus	59,5	72,5	12,9*	46,0	63,2	17,2*	-4,2
65 à 74 ans	54,3	69,5	15,2*	42,2	57,8	15,6*	-0,4
75 à 84 ans	69,6	78,7	9,1*	54,0	71,0	17,0*	-7,9*
85 ans et plus	67,2	73,4	6,2	44,0	70,5	26,5*	-20,4*
Problèmes de santé chroniques[†]							
Au moins un	37,5	56,3	18,8*	27,3	37,8	10,4*	8,4*
Aucun	14,3	31,3	17,0*	10,0	17,0	7,1*	10,0*
Niveau de scolarité							
Pas de diplôme d'études secondaires	24,8	40,3	15,5*	16,2	24,3	8,1*	7,4*
Diplôme d'études secondaires	17,3	33,1	15,8*	11,5	17,9	6,4*	9,5*
Au moins études postsecondaires partielles	14,9	34,8	19,9*	10,9	19,9	8,9*	11,0*
Revenu du ménage							
Inférieur	21,8	33,1	11,3*	15,7	21,9	6,2*	5,1
Moyen-inférieur	22,4	40,4	18,0*	14,2	23,7	9,5*	8,4*
Moyen-supérieur	16,5	37,7	21,2*	10,7	19,4	8,7*	12,5*
Supérieur	12,0	33,3	21,3*	10,3	19,3	8,9*	12,3*
Usage du tabac							
N'a jamais fumé	17,7	34,8	17,0*	12,9	20,6	7,6*	9,4*
Ancien fumeur	23,2	42,3	19,0*	17,0	25,9	8,9*	10,2*
Fume quotidiennement ou à l'occasion	12,9	29,2	16,3*	8,0	13,9	5,9*	10,3*
A un médecin de famille							
Oui	18,8	37,9	19,0*	14,3	24,1	9,7*	9,3*
Non	6,7	18,5	11,8*	4,3	8,0	3,7*	8,1*

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, cycle 1.1, quatrième trimestre

† Maladie cardiaque, séquelles d'un accident vasculaire cérébral, diabète, cancer, asthme, bronchite chronique/emphysème.

* Valeur significativement différente de 0 au niveau de 0,05 (analyse non corrigée effectuée au moyen d'un test Z).

Limites

Comme les jeunes enfants et les personnes âgées vivant en établissement sont des groupes à risque élevé, il importe d'évaluer leurs taux de vaccination de façon suivie et exacte. Toutefois, l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) et l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) ne permettent pas de recueillir des données sur l'immunisation contre la grippe des enfants de moins de 12 ans ou des résidents des établissements de soins de longue durée comme les maisons de soins infirmiers.

Une autre limite de ces enquêtes sur la santé tient à ce que l'information est autodéclarée et qu'il n'est pas possible de vérifier les réponses des participants. Néanmoins, des études précédentes ont montré que le statut d'immunisation contre la grippe autodéclaré est généralement assez exact¹⁵⁻¹⁷.

La dernière version du *Guide canadien d'immunisation*¹⁸ recommande que soient vaccinées toutes les personnes souffrant des problèmes de santé suivants : les troubles cardiaques et pulmonaires chroniques, le diabète sucré, le cancer, l'immunodéficience, l'immunosuppression, la maladie rénale, l'anémie et l'hémoglobinoopathie. Cependant, la variable de présence d'un problème de santé chronique dans l'ENSP et l'ESCC ne portait que sur six problèmes de santé entrant dans ces catégories, à savoir, la maladie cardiaque, les séquelles d'un accident vasculaire cérébral, le diabète, le cancer, l'asthme et la bronchite chronique/l'emphysème. Par conséquent, le groupe identifié dans le présent article comme souffrant d'un ou de plusieurs problèmes de santé chroniques est en réalité un sous-ensemble des personnes pour lesquelles la vaccination est recommandée.

Les différentes périodes choisies pour la tenue de ces enquêtes (de juin 1996 à août 1997 pour l'ENSP, de juin à août 2001 pour le cycle 1.1 de l'ESCC — quatrième trimestre, et de janvier à décembre 2003 pour le cycle 2.1 de l'ESCC) ainsi que les méthodes de collecte des données (principalement par entrevue téléphonique dans le cas de l'ENSP; une combinaison d'entrevues téléphoniques et en personne pour l'ESCC) ont peut-être eu une incidence sur la capacité de remémoration des participants. Par exemple, les personnes peuvent être plus susceptibles de se rappeler avoir reçu un vaccin contre la grippe si la question leur est posée en hiver plutôt qu'en été.

L'analyse est fondée sur des estimations portant sur trois saisons seulement au cours d'une période de huit ans; les données annuelles ne sont pas disponibles. Ce manque de données empêche de procéder à un examen peut-être plus exact des tendances des taux de vaccination au fil du temps.

Enfin, toutes les provinces sauf l'Ontario ont été considérées comme constituant un seul groupe, mais les variations interprovinciales des taux de vaccination sont assez importantes (voir l'article intitulé « Vaccination contre la grippe – tendances nationales et provinciales ou territoriales » dans le présent numéro). Comme le but visé était d'examiner l'effet d'un programme universel sur la proportion de personnes vaccinées, les provinces ont été catégorisées selon qu'elles offraient ou non un tel programme. Un terme lié à la province a été inclus dans le modèle de régression logistique pour tenir compte de l'hétérogénéité des programmes de vaccination contre la grippe et des taux de vaccination des différentes provinces.

personnes vaccinées dans les différentes provinces). Ainsi, l'instauration du PUVG en Ontario a été associée à une augmentation absolue de 10 points de pourcentage de la proportion globale de personnes vaccinées dans cette province, comparativement à l'ensemble des autres provinces.

En Ontario, ce sont les personnes de 20 à 64 ans qui ont connu l'augmentation la plus marquée du pourcentage de personnes immunisées, tandis que dans l'ensemble des provinces, cette hausse est plutôt survenue parmi les personnes âgées, et ce, plus particulièrement chez celles de 85 ans et plus. En fait, chez les personnes de 65 ans et plus,

les taux de vaccination ont augmenté davantage dans les autres provinces qu'en Ontario entre 1996-1997 et 2000-2001. Cette situation tient sans doute au taux beaucoup plus élevé de vaccination parmi les personnes âgées observé en Ontario en 1996-1997 par rapport aux autres provinces (60 % comparativement à 46 %), ce qui rendait d'autant plus difficile la possibilité de réaliser d'autres gains. Néanmoins, en 2000-2001, le pourcentage de personnes âgées qui avaient été vaccinées contre la grippe en Ontario demeurait nettement supérieur à celui enregistré dans les autres provinces, soit 72 % par rapport à 63 %.

L'instauration d'un programme universel de vaccination contre la grippe a également été associée à des augmentations nettement plus importantes des taux de vaccination des résidents de l'Ontario souffrant de problèmes de santé chroniques (maladie cardiaque, séquelles d'un accident vasculaire cérébral, diabète, cancer, asthme et emphysème/bronchite chronique). Chez les Ontariens aux prises avec l'un de ces problèmes de santé, le taux de vaccination est passé de 38 % à 56 %; dans l'ensemble des autres provinces, il est passé de 27 % à 38 %. Les taux de vaccination des personnes exemptes de tels problèmes de santé étaient plus faibles, mais, là encore, l'augmentation observée à cet égard était plus marquée en Ontario que dans les autres provinces.

Un examen des données selon chaque groupe d'âge, chez les personnes avec et sans problème de santé chronique, révèle des taux de vaccination plus élevés en Ontario que dans les autres provinces tant en 1996-1997 qu'en 2000-2001 (tableau 2). Le PUVG de l'Ontario était associé à des augmentations significativement plus

importantes des taux de vaccination chez les personnes de 12 à 64 ans présentant ou non un problème de santé chronique. La correction pour tenir compte des facteurs éventuellement confusionnels (l'âge, le sexe, le niveau de scolarité, le revenu du ménage, la situation quant à l'usage du tabac, le fait d'avoir ou non un médecin de famille et la province) dans une analyse multivariée n'a pas modifié ces résultats. Toutefois, pour les personnes âgées souffrant d'un problème de santé chronique, le taux de vaccination a augmenté davantage dans les autres provinces qu'en Ontario.

L'analyse révèle donc l'existence d'un gradient socioéconomique. L'écart entre les augmentations des taux de vaccination en Ontario et les augmentations observées dans les autres provinces était plus important aux niveaux supérieurs de scolarité et de revenu du ménage (tableau 1). Par exemple, chez les personnes vivant dans les ménages ayant le revenu le plus faible, la hausse du taux de vaccination en Ontario a été de cinq points de pourcentage plus élevée que dans l'ensemble des autres provinces, sans toutefois que

Tableau 2
Pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe l'année précédente, selon le groupe d'âge et la présence ou l'absence de problèmes de santé chroniques¹, population à domicile de 12 ans et plus, Ontario et autres provinces, 1996-1997 et 2000-2001

Groupe d'âge et problèmes de santé chroniques	Ontario			Autres provinces			Écart de variation (Ontario-et autres provinces)
	1996-1997	2000-2001	Variation en pourcentage	1996-1997	2000-2001	Variation en pourcentage	
	%			%			
12 à 49 ans							
Au moins un problème de santé chronique	17,7	39,3	21,6*	12,8	18,4	5,6*	16,0* [†]
Pas de problèmes de santé chroniques	8,2	25,2	16,9*	4,7	10,4	5,8*	11,2* [†]
50 à 64 ans							
Au moins un problème de santé chronique	39,5	58,3	18,7*	26,9	35,5	8,6*	10,1* [†]
Pas de problèmes de santé chroniques	15,9	36,4	20,5*	11,7	18,7	7,0*	13,5* [†]
65 ans et plus							
Au moins un problème de santé chronique	68,7	81,6	12,9*	52,3	70,9	18,6*	-5,8 [‡]
Pas de problèmes de santé chroniques	54,4	66,4	12,0*	42,9	58,4	15,6*	-3,5 [‡]

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, cycle 1.1, quatrième trimestre

[†] Maladie cardiaque, séquelles d'un accident vasculaire cérébral, diabète, cancer, asthme, bronchite chronique/emphysème.

* Valeur significativement différente de 0 au niveau de 0,05 (analyse non corrigée effectuée au moyen d'un test Z).

[‡] Valeur significativement différente de 0 au niveau de 0,05 (analyse corrigée au moyen d'une régression logistique tenant compte de l'âge, du sexe, du niveau de scolarité, du revenu du ménage, de l'usage du tabac, du fait d'avoir un médecin de famille et de la province).

cet écart ne soit significatif. Cependant, chez les personnes vivant dans les ménages au revenu le plus élevé, l'augmentation du taux de vaccination en Ontario était de 12 points de pourcentage supérieure à celle observée dans les autres provinces.

Effet soutenu du PUVG (2000-2001 par rapport à 2003)

Entre 2000-2001 et 2003, le taux global de vaccination en Ontario est demeuré stable, tandis qu'il a augmenté de deux points de pourcentage dans l'ensemble des autres provinces (tableau 3).

Tableau 3

Pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe l'année précédente, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 12 ans et plus, Ontario et autres provinces, 2000-2001 et 2003

	Ontario			Autres provinces			Écart de variation (Ontario- et autres provinces)
	2000-2001	2003	Variation en pourcentage	2000-2001	2003	Variation en pourcentage	
	%			%			
Total	36,0	35,1	-0,9	20,8	22,8	2,0*	-2,8*
Sexe							
Hommes	32,2	31,4	-0,8	17,9	20,5	2,6*	-3,4*
Femmes	39,6	38,6	-1,0	23,6	25,0	1,4*	-2,4
Groupe d'âge							
12 à 49 ans	27,0	24,0	-3,0*	11,5	12,1	0,6	-3,7*
12 à 19 ans	28,7	28,1	-0,6	9,4	10,0	0,6	-1,3
20 à 49 ans	26,6	23,0	-3,6*	11,9	12,6	0,6	-4,2*
50 à 64 ans	41,6	45,5	3,8*	22,6	29,3	6,7*	-2,8
65 ans et plus	72,5	74,2	1,8	63,2	62,8	-0,4	2,2
65 à 74 ans	69,5	70,7	1,2	57,8	58,7	0,9	0,3
75 à 84 ans	78,7	79,8	1,1	71,0	68,3	-2,7	3,8
85 ans et plus	73,4	78,4	5,0	70,5	70,8	0,3	4,7
Problèmes de santé chroniques[†]							
Au moins un	56,3	55,0	-1,3	37,8	42,4	4,6*	-5,9*
Aucun	31,3	30,4	-0,9	17,0	18,3	1,3*	-2,2*
Niveau de scolarité							
Pas de diplôme d'études secondaires	40,3	41,0	0,7	24,3	26,5	2,2*	-1,5
Diplôme d'études secondaires	33,1	33,3	0,2	17,9	19,5	1,6	-1,4
Au moins études postsecondaires partielles	34,8	33,2	-1,7	19,9	21,8	2,0*	-3,7*
Revenu du ménage							
Inférieur	33,1	38,5	5,3	21,9	24,4	2,5	2,8
Moyen-inférieur	40,4	40,1	-0,3	23,7	24,7	0,9	-1,3
Moyen-supérieur	37,7	36,0	-1,7	19,4	22,1	2,7*	-4,4*
Supérieur	33,3	30,8	-2,5	19,3	20,5	1,2	-3,6*
Usage du tabac							
N'a jamais fumé	34,8	34,9	0,1	20,6	22,1	1,5	-1,4
Ancien fumeur	42,3	40,8	-1,4	25,9	27,6	1,7*	-3,2*
Fume quotidiennement ou à l'occasion	29,2	26,0	-3,2*	13,9	15,3	1,4	-4,7*
A un médecin de famille							
Oui	37,9	36,8	-1,1	24,1	26,0	1,9*	-3,0*
Non	18,5	16,5	-2,0	8,0	8,1	0,1	-2,0

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001, cycle 1.1, quatrième trimestre; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003, cycle 2.1

[†] Maladie cardiaque, séquelles d'un accident vasculaire cérébral, diabète, cancer, asthme, bronchite chronique/emphysème.

* Valeur significativement différente de 0 au niveau de 0,05 (analyse non corrigée effectuée au moyen d'un test Z).

En outre, dans les autres provinces, les taux de vaccination des personnes de 50 à 64 ans et de celles souffrant d'au moins un problème de santé chronique ont augmenté de façon significative sur le plan clinique. En revanche, ces taux n'ont pas changé ou ont même légèrement diminué pour ces groupes en Ontario. Malgré cela, en 2003, les taux de vaccination des Ontariens dans ces deux groupes restaient considérablement supérieurs aux chiffres correspondants dans l'ensemble des autres provinces.

Pour chaque groupe d'âge, la prise en compte de la présence de problèmes de santé chroniques permet de brosser un tableau détaillé de l'évolution des taux d'immunisation contre la grippe entre 2000-2001 et 2003 (tableau 4). Dans le cas des personnes de 50 à 64 ans, les taux en Ontario ont augmenté seulement pour celles ne présentant pas de problèmes de santé chroniques, tandis que dans les autres provinces, les taux ont augmenté pour toutes les personnes dans cette fourchette d'âge. Lorsqu'il est tenu compte des effets de l'âge, du sexe, du niveau de scolarité, du revenu du ménage,

de la situation quant à l'usage du tabac, du fait d'avoir un médecin de famille et de la province, la hausse des taux de vaccination des personnes de 12 à 64 ans souffrant de problèmes de santé chroniques a été plus marquée dans les autres provinces qu'en Ontario. En revanche, chez les personnes âgées ne présentant pas de problèmes de santé chroniques, l'augmentation en Ontario était supérieure à celle observée dans les autres provinces.

Depuis 2000-2001, les taux de vaccination se sont maintenus en Ontario sans toutefois augmenter de façon générale (graphique 1). Parallèlement, dans l'ensemble des autres provinces, les taux de vaccination antigrippale ont continué de s'améliorer chez certains sous-groupes, sans cependant atteindre les niveaux observés en Ontario, même chez les groupes présentant un risque élevé.

En 2003, l'Ontario et l'ensemble des autres provinces avaient atteint le niveau de vaccination cible de 70 % fixé à l'endroit des personnes de 65 ans et plus souffrant de problèmes de santé

Tableau 4

Pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe l'année précédente, selon le groupe d'âge et la présence ou l'absence de problèmes de santé chroniques¹, population à domicile de 12 ans et plus, Ontario et autres provinces, 2000-2001 et 2003

Groupe d'âge et problèmes de santé chroniques	Ontario			Autres provinces			Écart de variation (Ontario-et autres provinces)
	2000-2001	2003	Variation en pourcentage	2000-2001	2003	Variation en pourcentage	
	%			%			
12 à 49 ans							
Au moins un problème de santé chronique	39,3	36,0	-3,4	18,4	21,0	2,6	-5,9 [†]
Pas de problèmes de santé chroniques	25,2	22,2	-3,0*	10,4	10,8	0,4	-3,4*
50 à 64 ans							
Au moins un problème de santé chronique	58,3	59,2	0,9	35,5	45,3	9,8*	-8,9* [†]
Pas de problèmes de santé chroniques	36,4	41,0	4,6*	18,7	24,3	5,6*	-1,0 [†]
65 ans et plus							
Au moins un problème de santé chronique	81,6	80,3	-1,3	70,9	71,0	0,1	-1,3
Pas de problèmes de santé chroniques	66,4	69,9	3,5	58,4	57,3	-1,1	4,6 [†]

Sources des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001, cycle 1.1, quatrième trimestre; Enquête nationale sur la santé de la population, 2003, quatrième trimestre

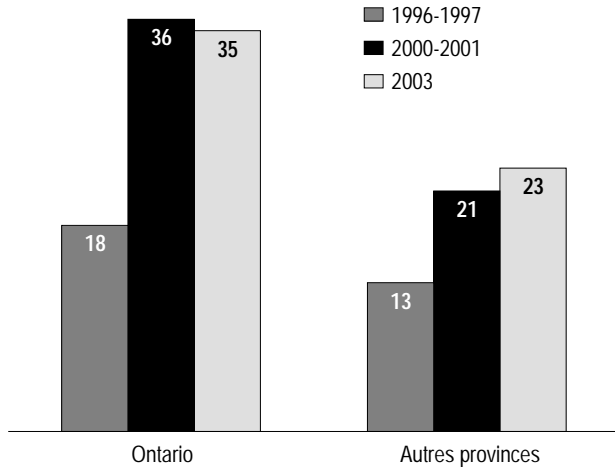
[†] Maladie cardiaque, séquelles d'un accident vasculaire cérébral, diabète, cancer, asthme, bronchite chronique/emphysème.

* Valeur significativement différente de 0 au niveau de 0,05 (analyse non corrigée effectuée au moyen d'un test Z).

‡ Valeur significativement différente de 0 au niveau de 0,05 (analyse corrigée au moyen d'une régression logistique tenant compte de l'âge, du sexe, du niveau de scolarité, du revenu du ménage, de l'usage du tabac, du fait d'avoir un médecin de famille et de la province).

Graphique 1

Pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe l'année précédente, population à domicile de 12 ans et plus, Ontario et autres provinces, 1996-1997, 2000-2001 et 2003



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, cycle 1.1, quatrième trimestre; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003, cycle 2.1

chroniques. Chez les personnes âgées exemptes de tels problèmes, ce taux cible a été atteint en Ontario, mais non dans l'ensemble des autres provinces. Quant aux personnes plus jeunes qui étaient aux prises avec des problèmes de santé chroniques, les taux de vaccination observés à leur égard en Ontario étaient plus élevés que dans les autres provinces, mais nettement inférieurs à 70 % : 59 % comparativement à 45 % pour le groupe des 50 à 64 ans, et 36 % par rapport à 21 % pour le groupe des 12 à 49 ans.

Mot de la fin

Les taux de vaccination antigrippale ont augmenté sensiblement au Canada entre 1996-1997 et 2003. Par contre, après l'entrée en vigueur du Programme universel de vaccination contre la grippe en Ontario, cette province a connu une plus forte augmentation que l'ensemble des autres provinces.

Les taux de vaccination antigrippale augmentent dans tout le pays. L'instauration du Programme universel de vaccination contre la grippe en Ontario

à l'automne de 2000 semble avoir eu un effet supplémentaire positif, notamment chez les groupes qui échappent habituellement aux programmes de vaccination. C'est du moins ce que laisse supposer la forte hausse observée dans cette province entre 1996-1997 et 2000-2001. Nul ne sait, cependant, si l'augmentation des taux de vaccination en Ontario est attribuable à la disponibilité de vaccins contre la grippe gratuits pour tous, à la plus grande facilité d'obtention du vaccin, à la publicité importante faite par les organismes de santé publique provinciaux et locaux ou à quelque autre raison.

En 2003, l'Ontario avait atteint le taux de vaccination cible de 70 % tant chez les personnes âgées qui présentaient et chez celles qui ne présentaient pas de problèmes de santé chroniques. Les autres provinces n'ont réussi à le faire qu'à l'égard des personnes âgées aux prises avec des problèmes chroniques. Quant aux personnes plus jeunes présentant de tels problèmes, les taux d'immunisation étaient nettement en deçà de 70 % dans toutes les provinces. Ainsi, même dans le contexte d'un programme universel de vaccination, des améliorations s'imposent. ●

Références

1. Organisation mondiale de la Santé, *Aide-mémoire n° 211*, « La grippe », disponible à : <http://who.int/mediacentre/factsheets/fs211/fr/index.html>, site consulté en juillet 2005.
2. J.M. Weber et E. Ellis, « Influenza serosurvey for the 1989-1990 season. Prevalence of antibody to current influenza virus strains in a 1989 Canadian serosurvey », *Rapport hebdomadaire des maladies au Canada*, 15(38), 1989, p. 189-191.
3. W.P. Glezen, « Serious morbidity and mortality associated with influenza epidemics », *Epidemiologic Reviews*, 4, 1982, p. 25-44.
4. Centers for Disease Control and Prevention, « Prevention and control of influenza: recommendations of the Advisory Committee on Immunization Practices », *Morbidity & Mortality Weekly Report*, 53(RR06), 2004, p. 1-40.
5. P. Orr, « Comité consultatif national de l'immunisation, Une déclaration d'un comité consultatif (DCC), Déclaration sur la vaccination antigrippale pour la saison 2005-2006 », *Relevé des maladies transmissibles au Canada*, 31, 2005, p. 1-32.

6. V. Demicheli, D. Rivetti, J.J. Deeks *et al.*, « Vaccines for preventing influenza in healthy adults », [voir commentaire] [update of Cochrane Database Systematic Reviews 2001; 4: CD001269; PMID: 11687102], *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 3, 2004, CD001269.
7. T.M. Govaert, C.T. Thijs, N. Masurel *et al.*, « The efficacy of influenza vaccination in elderly individuals. A randomized double-blind placebo-controlled trial », *Journal of the American Medical Association*, 272(21), 1994, p. 1661-1665.
8. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
9. 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).
10. B. Efron et R. Tibshirani, *An Introduction to the Bootstrap*, New York, Chapman and Hall, 1993.
11. Laboratoire de lutte contre la maladie, « Conférence canadienne de concertation sur la grippe », *Relevé des maladies transmissibles au Canada*, 19, 1993, p. 136-146.
12. H. Johansen, K. Nguyen, L. Mao *et al.*, « La vaccination contre la grippe », *Rapports sur la santé*, 15(2), 2004, p. 35-46 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
13. S.G. Squires et L. Pelletier, « Le financement public des programmes d'immunisation contre la grippe et les infections à pneumocoque au Canada : Évolution de la situation », *Relevé des maladies transmissibles au Canada*, 26(17), 2000, p. 141-148.
14. Canada NewsWire, Ontario invests \$38 million to ease emergency room pressures with universal vaccination program, disponible à : http://ogov.newswire.ca/ontario/GPOE/2000/07/25/c6018.html?lmatch=&lang=_e.html, site consulté en juillet 2005.
15. L.M. Martin, M. Leff, N. Calonge *et al.*, « Validation of self-reported chronic conditions and health services in a managed care population », *American Journal of Preventive Medicine*, 18(3), 2000, p. 215-218.
16. R. MacDonald, L. Baken, A. Nelson *et al.*, « Validation of self-report of influenza and pneumococcal vaccination status in elderly outpatients » [voir commentaire], *American Journal of Preventive Medicine*, 16(3), 1999, p. 173-177.
17. M.W. Kroneman, G.A. van Essen, M.A. Tacken *et al.*, « Does a population survey provide reliable influenza vaccine uptake rates among high-risk groups? A case-study of The Netherlands », *Vaccine*, 22(17-18), 2004, p. 2163-2170.
18. Santé Canada, *Guide canadien d'immunisation*, sixième édition, Ottawa, Association médicale canadienne, 2002.

Annexe

 Tableau A
Répartition de certaines caractéristiques, population à domicile de 12 ans et plus, Ontario et autres provinces, 2003

	Ontario			Autres provinces		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%		milliers	%
Total	42 777	10 279	100,0	90 249	16 228	100,0
Sexe						
Hommes	19 595	5 048	49,1	41 351	8 006	49,3
Femmes	23 182	5 231	50,9	48 898	8 222	50,7
Groupe d'âge						
12 à 49 ans	23 823	6 773	65,9	50 610	10 475	64,6
12 à 19 ans	5 826	1 296	12,6	12 533	2 008	12,4
20 à 49 ans	17 997	5 477	53,3	38 077	8 467	52,2
50 à 64 ans	9 520	2 048	19,9	20 553	3 429	21,1
65 ans et plus	9 434	1 458	14,2	19 086	2 323	14,3
65 à 74 ans	5 226	848	8,2	10 259	1 331	8,2
75 à 84 ans	3 472	507	4,9	7 002	806	5,0
85 ans et plus	736	103	1,0	1 825	186	1,1
Vaccin contre la grippe l'année précédente						
Oui	16 861	3 495	35,1	23 278	3 564	22,8
Non	26 687	6 461	64,9	63 961	12 064	77,2
Problèmes de santé chroniques[†]						
Au moins un	10 108	1 999	19,4	20 087	3 091	19,1
Aucun	32 669	8 280	80,6	70 162	13 136	80,9
Niveau de scolarité						
Pas de diplôme d'études secondaires	12 393	2 486	24,6	30 187	4 423	27,9
Diplôme d'études secondaires	7 999	1 971	19,5	14 508	2 749	17,3
Au moins études postsecondaires partielles	21 779	5 645	55,9	43 862	8 676	54,7
Revenu du ménage						
Inférieur	3 649	653	7,4	10 481	1 363	10,3
Moyen-inférieur	7 317	1 501	17,0	17 644	2 864	21,6
Moyen-supérieur	12 914	2 893	32,8	25 894	4 695	35,5
Supérieur	13 142	3 770	42,8	19 703	4 322	32,6
Usage du tabac						
N'a jamais fumé	16 150	4 167	40,8	30 751	5 724	35,5
Ancien fumeur	16 736	3 768	36,9	37 541	6 630	41,1
Fume quotidiennement ou à l'occasion	9 619	2 271	22,3	21 439	3 786	23,5
A un médecin de famille						
Oui	39 182	9 433	91,8	75 532	13 338	82,2
Non	3 573	840	8,2	14 550	2 859	17,6

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003, cycle 2.1

† Maladie cardiaque, séquelles d'un accident vasculaire cérébral, diabète, cancer, asthme, bronchite chronique/emphysème.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



A stylized graphic on the left side of the page. It features a dark grey background with white and light grey shapes. At the top, there's a face-like shape with a vertical line for a nose and two small squares for eyes. Below it, a thick white line curves around. At the bottom, there's a gear-like shape with a white number '9' inside it.

Santé en bref

De courts articles descriptifs qui
présentent de l'information
récente tirée d'enquêtes sur la
santé ou de bases de données
administratives

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Vaccination contre la grippe – tendances nationales et provinciales ou territoriales

par Helen Johansen, Christie Sambell et Wenxia Zhao

Mots-clés : immunisation, services de santé préventifs, services de santé communautaires

L'arrivée de l'hiver canadien marque le retour non seulement des tempêtes de neige et de la chute du mercure sous zéro, mais aussi des virus de la grippe. En général, les personnes en bonne santé se rétablissent de la fièvre, de la toux, des maux de tête et des autres symptômes de la grippe en moins d'une semaine. Par contre, certaines, particulièrement les personnes âgées et celles souffrant de problèmes respiratoires ou cardiaques, peuvent manifester des symptômes plus graves et devoir même être hospitalisées.

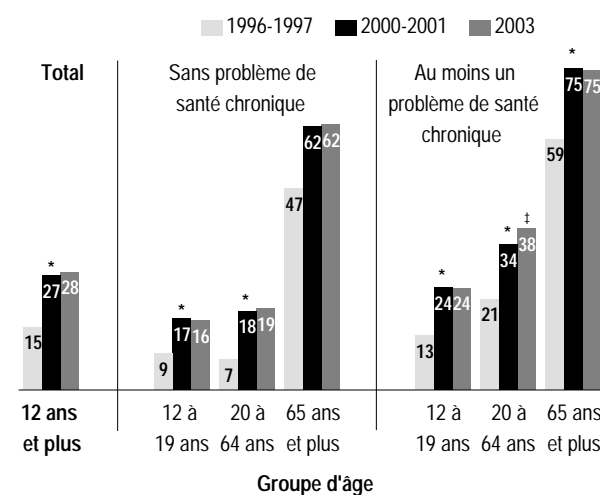
Au départ, les programmes de vaccination contre la grippe visaient les groupes à haut risque¹. Ainsi, les participants à une conférence consensuelle nationale tenue en 1993 ont recommandé que les personnes âgées, les personnes plus jeunes atteintes de maladies chroniques graves et les travailleurs de la santé soient vaccinés annuellement contre la grippe². Un taux de vaccination cible de 70 % a été fixé pour les personnes âgées et celles de tout âge aux prises avec des problèmes chroniques susceptibles de les rendre plus vulnérables au virus de l'influenza. Depuis, les lignes directrices concernant la vaccination contre la grippe se sont élargies progressivement. En 2002, le Comité consultatif national de l'immunisation a recommandé qu'en plus de ces groupes à haut risque et des personnes en contact étroit avec eux, toute personne qui souhaite être protégée contre la grippe se voit offrir le vaccin³. En 2004, le Groupe d'étude canadien sur les soins de santé préventifs a recommandé que les adultes et les enfants en bonne santé soient vaccinés contre la grippe⁴.

Stabilisation

En 2003, 28 % des Canadiens de 12 ans et plus, soit environ 7,1 millions de personnes, avaient été vaccinés contre la grippe l'année précédente (graphique 1). Bien qu'il ait été substantiellement plus élevé que les 15 % enregistrés en 1996-1997, ce taux ne différait pas de façon significative des 27 % observés en 2000-2001.

Graphique 1

Pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe l'année précédente, selon le groupe d'âge et la présence de problèmes de santé chroniques[†], population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1996-1997, 2000-2001 et 2003



Sources des données: Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001, cycle 1.1 (4^e trimestre); Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003, cycle 2.1

† Asthme, bronchite chronique/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer, séquelles d'un accident vasculaire cérébral.

‡ Valeur significativement différente de l'estimation pour 2000-2001 ($p < 0,05$).

* Valeur significativement différente de l'estimation pour 1996-1997 ($p < 0,05$).

Sources des données

Les estimations des taux de vaccination contre la grippe en 2000-2001 et en 2003 sont fondées sur des données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisée par Statistique Canada. Cette enquête générale sur la santé a pour champ d'observation la population à domicile de 12 ans et plus. Sont exclus les résidents des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées.

La collecte des données du cycle 1.1 (2000-2001) a débuté en septembre 2000 et s'est poursuivie pendant 14 mois. Pour ce cycle, l'échantillon comptait 131 535 personnes, ce qui donne un taux de réponse de 84,7 %. La présente analyse porte sur des données recueillies durant le quatrième trimestre de la collecte des données du cycle 1.1 (de juin à août 2001) durant lequel des questions sur la vaccination contre la grippe ont été posées. L'échantillon comprend 35 084 personnes de 12 ans et plus (pondérées pour qu'elles soient représentatives d'environ 25,8 millions de personnes) et qui ont répondu aux questions sur la vaccination contre la grippe.

Le cycle 2.1 de l'ESCC a été réalisé de janvier à décembre 2003. Le taux de réponse global était de 80,6 %; l'effectif total de l'échantillon était de 131 244 personnes de 12 ans et plus (pondérées pour qu'elles soient représentatives de 26,6 millions de personnes) 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'entrevue de l'ESCC figure dans un article paru antérieurement⁵.

Les données sur la vaccination contre la grippe en 1996-1997 proviennent de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) qui est réalisée tous les deux ans. Comme l'ESCC, elle a pour champ d'observation les membres de la population à domicile et les personnes résidant en établissement dans les provinces et les territoires, sauf les résidents des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. L'ENSP comporte un volet transversal et un volet longitudinal. La présente analyse porte sur des données transversales recueillies auprès de 70 574 personnes qui avaient 12 ans et plus en 1996-1997 (pondérées de sorte qu'elles soient représentatives d'environ 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'entrevue de l'ENSP figure dans des articles parus antérieurement^{6,7}.

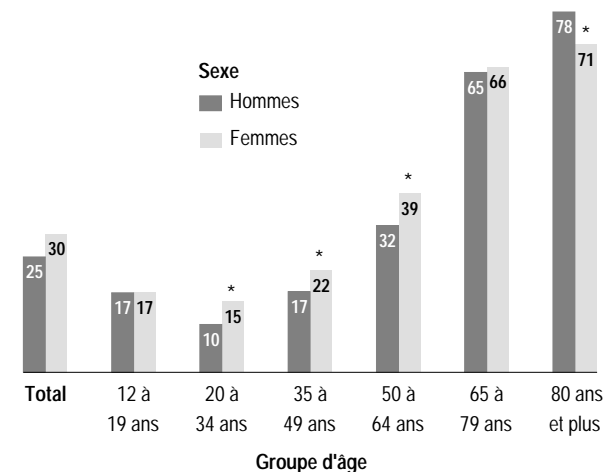
Les pourcentages nationaux et provinciaux/territoriaux de personnes vaccinées contre la grippe l'année précédente, selon l'âge, le sexe et l'existence ou non de problèmes de santé chroniques ont été calculés par totalisations croisées. Pour tenir compte des effets du plan de sondage, les erreurs-types et les coefficients de variation ont été estimés selon la méthode du *bootstrap*^{8,9}. Le niveau de signification a été fixé à $p < 0,05$.

Augmentation avec l'âge

La proportion de personnes vaccinées contre la grippe a bien entendu tendance à augmenter avec l'âge. En 2003, le taux le plus faible était de 13 %, pour le groupe des 20 à 34 ans, valeur légèrement inférieure à celle observée pour les 12 à 19 ans (17 %) (données non présentées). Parmi le groupe des 65 à 79 ans, les deux tiers ont dit avoir reçu le vaccin contre la grippe et, parmi celui des 80 ans et plus, les trois quarts ont fait la même déclaration.

Dans l'ensemble, les femmes étaient plus susceptibles que les hommes d'avoir été vaccinées : 30 % contre 25 % (graphique 2). De même, une plus forte proportion de femmes que d'hommes de 20 à 64 ans avaient reçu le vaccin. Cependant, parmi les personnes de 80 ans et plus, la probabilité que les hommes aient été vaccinés était supérieure à celle observée chez les femmes, soit 78 % contre 71 %.

Graphique 2
Pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe l'année précédente, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2003



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003, cycle 2.1

* Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes ($p < 0,05$).

Raison supplémentaire?

En 2003, près de la moitié (47 %) des personnes souffrant d'au moins un des problèmes de santé chroniques sélectionnés pour l'étude (asthme, bronchite chronique/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer, séquelles d'un accident vasculaire cérébral) ont déclaré avoir été vaccinées contre la grippe, soit environ le double des personnes exemptes de tels problèmes de santé (23 %). Un tel écart a notamment été observé parmi tous les groupes d'âge. Par exemple, 24 % des adolescents souffrant de problèmes de santé chroniques avaient reçu le vaccin, comparativement à 16 % de ceux qui étaient en bonne santé. Parmi les personnes de 80 ans et plus, les proportions correspondantes étaient de 80 % et 68 % (graphique 3).

Alors que les personnes âgées atteintes d'un problème de santé chronique sont les plus susceptibles d'être vaccinées, le seul groupe à haut

risque chez lequel la prévalence de la vaccination a augmenté de façon significative entre 2000-2001 et 2003 est celui des personnes de 20 à 64 ans aux prises avec des problèmes de santé chroniques. En 2003, 38 % de ces personnes ont déclaré avoir été vaccinées contre la grippe, ce qui représente une hausse par rapport aux 34 % enregistrés en 2000-2001 (graphique 1).

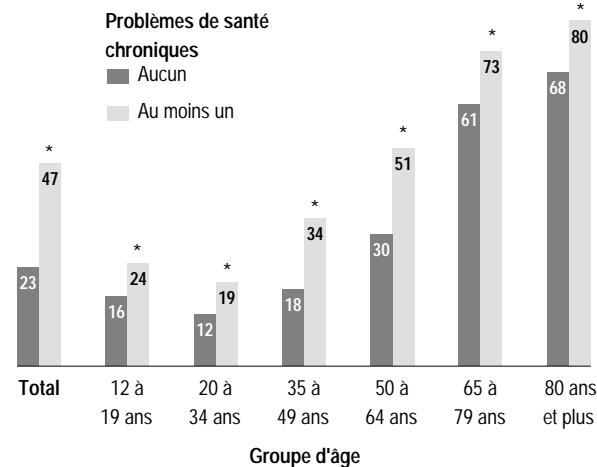
Par contre, les proportions d'adolescents et de personnes âgées, avec et sans problème de santé chronique, qui avaient été vaccinés contre la grippe sont demeurées stables de 2000-2001 à 2003.

Tendances provinciales

La plupart des provinces et territoires offrent, depuis au moins le milieu des années 1990, des programmes de vaccination contre la grippe financés par l'État aux personnes âgées et à celles souffrant de problèmes de santé chroniques^{10,11}. En 2003, seule l'Île-du-Prince-Édouard ne couvrait pas ces groupes, quoique la province offrait la vaccination gratuite aux travailleurs de la santé et aux pensionnaires des établissements de soins de courte et de longue durée. Depuis 2000, l'Ontario offre gratuitement le vaccin contre la grippe à tous les résidents de la province. Enfin, le Yukon assume le coût de la vaccination pour les résidents de 18 ans et plus.

Dans une certaine mesure, les variations interprovinciales de la proportion de personnes vaccinées contre la grippe en 2003 reflètent le financement public des programmes d'immunisation. Ainsi, la proportion enregistrée en Ontario, de l'ordre de 35 %, est significativement plus élevée que la moyenne nationale (tableau 1). Cependant, en Nouvelle-Écosse, la proportion est presque aussi élevée (31 %) et a augmenté considérablement depuis 2000-2001, année où elle atteignait 23 %. La plupart des autres provinces et territoires ont fait état de pourcentages inférieurs à la moyenne nationale, mais plusieurs, à savoir Terre-Neuve-et-Labrador, la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick, le Québec et la Saskatchewan, les ont vu augmenter significativement depuis 2000-2001.

Graphique 3
Pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe l'année précédente, selon le groupe d'âge et la présence de problèmes de santé chroniques[†], population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2003



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

[†] Asthme, bronchite chronique/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer, séquelles d'un accident vasculaire cérébral.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour les personnes sans problème de santé chronique ($p < 0,05$).

Tableau 1

Pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe l'année précédente, selon l'âge, la présence de problèmes de santé chroniques[†] et selon la province ou le territoire, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 1996-1997, 2000-2001 et 2003

	Population totale de 12 ans et plus			Personne de 12 ans et plus ayant au moins un problème de santé chronique			Personnes de 65 ans et plus		
	1996-1997	2000-2001	2003	1996-1997	2000-2001	2003	1996-1997	2000-2001	2003
	%			%			%		
Canada (territoires non compris)	15	27 [†]	28 [§]	31	45 [†]	47 [§]	51	67 [†]	67
Terre-Neuve-et-Labrador	11*	11*	16 ^{§*}	31	25*	34 ^{§*}	47	49*	50*
Île-du-Prince-Édouard	16	21 ^{†*}	23*	36	44	38*	56	65	63
Nouvelle-Écosse	19*	23 ^{†*}	31 ^{§*}	43*	45	54 ^{§*}	60*	71 [†]	74*
Nouveau-Brunswick	15	19 ^{†*}	22 ^{§*}	31	41 [†]	39*	48	62 ^{†*}	57*
Québec	8*	18 ^{†*}	20 ^{§*}	17*	33 ^{†*}	41 ^{§*}	34*	59 ^{†*}	59*
Ontario	18*	36 ^{†*}	35*	38*	56 ^{†*}	55*	60*	72 ^{†*}	74*
Manitoba	14	22 ^{†*}	20*	33	43 [†]	40*	52	62 [†]	60*
Saskatchewan	13	19 ^{†*}	24 ^{§*}	27	38 ^{†*}	43*	53	63 [†]	63*
Alberta	15	23 ^{†*}	23*	33	37*	37*	59*	69 [†]	64 ^{§*}
Colombie-Britannique	17*	26 [†]	27	35	46 [†]	49	52	68 [†]	69
Yukon	..	26	21*	..	39	30*	..	66	50*
Territoires du Nord-Ouest	..	25	24*	..	36 ^E	41	..	56 ^E	64
Nunavut	..	24	25	..	46	43 ^E	..	53*	74 [§]

Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001, cycle 1.1 (4^e trimestre); Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2003, cycle 2.1

[†] Asthme, bronchite chronique/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer, séquelles d'un accident vasculaire cérébral.

[‡] Valeur significativement différente de l'estimation pour 1996-1997 ($p < 0,05$).

[§] Valeur significativement différente de l'estimation pour 2000-2001 ($p < 0,05$).

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada (territoires non compris pour 1996-1997) ($p < 0,05$).

^E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

.. Non disponible.

En 2003, les deux tiers des personnes âgées ont dit avoir reçu le vaccin contre la grippe l'année précédente, proportion qui n'a pour ainsi dire pas varié depuis 2000-2001, mais qui est nettement supérieure aux 51 % observés en 1996-1997. Les pourcentages les plus élevés sont ceux enregistrés en Ontario et en Nouvelle-Écosse, où les trois quarts des personnes âgées ont été vaccinées. Terre-Neuve-et-Labrador et le Yukon sont les endroits où le taux de personnes âgées vaccinées est le plus faible, soit 50 %. Les proportions étaient également significativement inférieures à la moyenne nationale au Nouveau-Brunswick, au Québec, au Manitoba, en Saskatchewan et en Alberta. Qui plus est, en Alberta, la proportion observée en 2003 était de 64 %, ce qui représente une baisse significative par rapport aux 69 % relevés en 2000-2001.

La proportion de personnes souffrant de problèmes de santé chroniques et ayant été

vaccinées contre la grippe était significativement plus élevée que la moyenne nationale (47 %) en Ontario (55 %) et en Nouvelle-Écosse (54 %). Par contre, elle était faible à Terre-Neuve-et-Labrador, à l'Île-du-Prince-Édouard, au Nouveau-Brunswick, au Québec, au Manitoba, en Saskatchewan, en Alberta et au Yukon. Depuis 2000-2001, le taux d'immunisation de ce groupe cible a augmenté significativement à Terre-Neuve-et-Labrador, en Nouvelle-Écosse et au Québec.

Les personnes âgées souffrant de problèmes de santé chroniques forment bien entendu le groupe le plus vulnérable aux effets de la grippe. Or nul ne s'étonnera que ce groupe soit le plus susceptible d'être vacciné. Dans l'ensemble, 75 % de ces personnes ont dit avoir été vaccinées contre la grippe l'année précédente (tableau 2). La proportion varie de 56 % à Terre-Neuve-et-Labrador à au moins 80 % en Ontario et en Nouvelle-Écosse.

Tableau 2

Pourcentage de personnes vaccinées contre la grippe l'année précédente, selon l'âge, la présence de problèmes de santé chroniques[†] et la province ou le territoire, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2003

	12 à 19 ans		20 à 64 ans		65 ans et plus	
	Pas de problème de santé chronique	Problème de santé chronique	Pas de problème de santé chronique	Problème de santé chronique	Pas de problème de santé chronique	Problème de santé chronique
	%		%		%	
Canada	16	24	19	38	62	75
Terre-Neuve	7 ^{†*} E	12 ^{†*} E	8 ^{†*}	29 ^{†*}	45 ^{†*}	56 ^{†*}
Île-du-Prince-Édouard	7 ^{†*} E	F	16 [†]	26 ^{†*}	58 [†]	70 [†]
Nouvelle-Écosse	14 ^{†*} E	27 ^E	20 [†]	46 [*]	68 [*]	82 [*]
Nouveau-Brunswick	11 ^{†*} E	30 ^E	15 ^{†*}	28 ^{†*}	50 ^{†*}	66 ^{†*}
Québec	5 ^{†*}	12 ^{†*} E	12 ^{†*}	31 ^{†*}	53 ^{†*}	68 ^{†*}
Ontario	27 [*]	34 [*]	26 [*]	46 [*]	70 [*]	80 [*]
Manitoba	9 ^{†*}	10 ^{†*} E	10 ^{†*}	28 ^{†*}	53 ^{†*}	74 [†]
Saskatchewan	8 ^{†*} E	20 ^{†*} E	14 ^{†*}	31 ^{†*}	59 [†]	70 ^{†*}
Alberta	14 [†]	19 [†]	17 ^{†*}	29 ^{†*}	61 [†]	70 ^{†*}
Colombie-Britannique	11 [*]	18 ^{†*} E	19 [†]	37 [†]	63 [†]	77 [†]
Yukon	F	F	19 [†]	30 [†]	48 ^{†*} E	53 ^{†*} E
Territoires du Nord-Ouest	28 ^E	F	17 [†]	35 [†]	59	70
Nunavut	F	F	25 [*]	36 ^E	69 ^E	F

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003, cycle 2.1

[†] Asthme, bronchite chronique/emphysème, diabète, maladie cardiaque, cancer, séquelles d'un accident vasculaire cérébral.

[†] Valeur significativement différente de l'estimation pour l'Ontario ($p < 0,05$).

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ($p < 0,05$).

^E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

^F Coefficient de variation supérieur à 33,3 % (valeur supprimée à cause de la très grande variabilité d'échantillonnage).

Ontario et Nouvelle-Écosse

Bien que la plupart des provinces offrent la vaccination gratuite contre la grippe aux groupes à haut risque, seuls les chiffres observés en Nouvelle-Écosse concernant ces groupes concordent avec ceux de l'Ontario, où la couverture est universelle (voir l'article intitulé « Effet de l'immunisation universelle contre la grippe sur les taux de vaccination en Ontario » dans le présent numéro). En 2003, 80 % des personnes âgées souffrant de problèmes de santé chroniques en Ontario et 82 % en Nouvelle-Écosse ont déclaré avoir reçu le vaccin contre la grippe l'année précédente (tableau 2). Les pourcentages étaient plus faibles chez les personnes âgées sans problème de santé chronique, mais ne différaient pas significativement : 70 % en Ontario et 68 % en Nouvelle-Écosse.

Dans les deux provinces, 46 % des personnes de 20 à 64 ans présentant des problèmes de santé

chroniques avaient été vaccinées contre la grippe. Cependant, parmi les personnes de ce groupe d'âge n'ayant pas de problème de santé chronique, la proportion relevée en Ontario (26 %) était significativement supérieure à celle observée en Nouvelle-Écosse (20 %). En outre, la proportion de personnes de 12 à 19 ans exemptes de problème chronique et ayant été vaccinées avait tendance à être plus forte en Ontario.

Pas nécessaire

En 2003, environ le tiers des personnes âgées ont déclaré qu'elles ne s'étaient pas faites vacciner contre la grippe l'année précédente. La raison la plus courante mentionnée était qu'elles ne pensaient pas que cela soit nécessaire (66 %) (tableau 3). Malgré la publicité généralisée quant à l'importance de la

Tableau 3

Raisons pour ne pas s'être fait vacciner contre la grippe l'année précédente, population à domicile de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1996-1997, 2000-2001 et 2003

	1996-1997	2000-2001	2003
Personnes âgées non vaccinées (milliers)	1 567	1 146	1 150
Raison (%)			
Pas nécessaire	71	64 [*]	66
N'a pas eu le temps de s'en occuper	12	13	11 [†]
Mauvaise réaction antérieure	9	9	13 [†]
Le médecin a dit que cela n'était pas nécessaire	6	6	6
Peur	3	3 ^E	6 [†]
Pas disponible	2 ^E	F	1
Autre	2 ^E	7 [*]	1 [†]

Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001, cycle 1.1 (4^e trimestre); Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003, cycle 2.1

Nota : Comme plus d'une réponse a été acceptée, les totaux sont supérieurs à 100 %.

[†] Valeur significativement différente de l'estimation pour 2000-2001 ($p < 0,05$).

* Valeur significativement différente de l'estimation pour 1996-1997 ($p < 0,05$).

^E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Questions

La question suivante a été posée aux participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1996-1997 et aux participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001 (cycle 1.1) et de 2003 (cycle 2.1) : « Avez-vous déjà reçu un vaccin contre la grippe? » À ceux qui avaient été vaccinés, on a demandé 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 ils ne l'avaient pas été. Les réponses par procuration n'étaient acceptées pour aucune de ces questions.

L'existence de *problèmes de santé chroniques* 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, et en leur lisant une liste de problèmes de santé. 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 séquelles d'un accident vasculaire cérébral.

Six *groupes d'âge* ont été considérés, à savoir 12 à 19 ans, 20 à 34 ans, 35 à 49 ans, 50 à 64 ans, 65 à 79 ans, et 80 ans et plus.

Les *travailleurs de la santé* ont été définis conformément au Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) de 1997-(C) : services de soins ambulatoires (code 621), hôpitaux (622), et établissements de soins infirmiers et de soins pour bénéficiaires internes (623)¹².

vaccination annuelle, le taux n'a pas augmenté de façon significative par rapport à 2000-2001.

Une proportion assez faible de personnes âgées ont cité « une mauvaise réaction antérieure » (13 %) ou « ne pas avoir eu le temps de s'en occuper » (11 %) comme raison de ne pas avoir été vaccinées en 2003. Environ 6 % ont dit « avoir peur de l'immunisation ».

Moins de la moitié des travailleurs de la santé

Aussitôt que la vaccination contre la grippe a été disponible, les travailleurs de la santé ont été la cible des programmes d'immunisation. En 2003, 46 % des travailleurs du secteur de la santé (services de soins ambulatoires, hôpitaux, et établissements de soins infirmiers et de soins pour bénéficiaires internes) ont déclaré s'être fait vaccinés contre la grippe l'année précédente (tableau 4). Parmi les provinces, la proportion de travailleurs de la santé ayant été vaccinés variait d'un sommet de 56 % en Ontario à un creux de 31 % au Manitoba. Le pourcentage était également inférieur à la moyenne nationale à Terre-Neuve-et-Labrador, au Nouveau-Brunswick et au Québec.

Tableau 4

Pourcentage de travailleurs de la santé vaccinés contre la grippe l'année précédente, selon l'âge, la province ou le territoire et le sexe, population à domicile de 20 ans et plus,

	Total	Hommes	Femmes
Travailleurs de la santé (milliers)	1 283	256	1 027
Taux de vaccination (%)	46	45	46
Groupe d'âge			
20 à 34 ans	34*	33	42*
35 à 49 ans	47	48	41
50 à 64 ans	55*	56*	54*
65 ans et plus	61*	57* ^E	72
Province/territoire			
Terre-Neuve-et-Labrador	32*	53 ^{1E}	24* ^E
Île-du-Prince-Édouard	50	79 ^E	46
Nouvelle-Écosse	54	54 ^E	54
Nouveau-Brunswick	35*	F	38
Québec	33*	35*	33*
Ontario	56	56*	56*
Manitoba	31*	23* ^{1E}	33*
Saskatchewan	40	25 ^{1*E}	44
Alberta	41	43 ^E	41
Colombie-Britannique	50	54	49
Yukon	F	F	F
Territoires du Nord-Ouest	40 ^E	53 ^E	35 ^E
Nunavut	45 ^E	F	44 ^E

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003, cycle 2.1

† Valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes ($p < 0,05$)

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada (territoires non compris) ($p < 0,05$).

^E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 % (valeur supprimée à cause de la très grande variabilité d'échantillonnage).

Limites

Les données de la présente analyse ont trait à la population à domicile. L'exclusion des résidents des établissements de soins de longue durée pourrait biaiser les résultats, particulièrement dans le cas des personnes âgées. En outre, même en ce qui concerne la population à domicile, les personnes qui ont participé aux enquêtes pourraient avoir été en meilleure santé que celles qui ont refusé d'y participer, et être plus susceptibles que ces dernières d'adopter des comportements favorables à la santé, comme se faire vacciner contre la grippe.

Les données recueillies sont autodéclarées; aucune source indépendante n'a permis de vérifier si les personnes qui ont déclaré avoir reçu un vaccin contre la grippe l'avaient effectivement reçu. 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 vraiment de ce problème.

Le *Guide canadien d'immunisation* recommande que les personnes qui souffrent d'un problème de santé leur faisant courir un risque de complication grippale 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'hémoglobinopathie. Comme les données sur ces problèmes de santé ne sont recueillies ni lors de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) ni lors de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), le groupe décrit dans le présent article comme souffrant d'un problème de santé qui augmente le risque de complication grippale est un sous-ensemble de la population cible réelle.

Les données de l'ESCC de 2003 sur la vaccination contre la grippe ont été recueillies auprès de la totalité des participants à l'enquête (131 244), tandis que les données pour 2000-2001 s'appliquent uniquement aux personnes ayant participé à l'enquête pendant le quatrième trimestre (35 084), et les données de l'ENSP de 1996-1997 ont été recueillies auprès de 66 435 personnes. En outre, le quatrième trimestre de la collecte des données de l'ESCC de 2000-2001 a eu lieu durant l'été, ce qui pourrait avoir donné lieu à des réponses différentes de celles qui auraient été obtenues en hiver.

Lors de l'ENSP de 1996-1997, les questions sur la vaccination contre la grippe n'ont pas été posées aux résidents du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest.

Helen Johansen (613-722-5570; johahel@statcan.ca), Christie Sambell et Wenxia Zhao travaillent à la Division de la statistique de la santé, à Statistique Canada, Ottawa, Ontario.

Références

1. J.M. Langley et M.E. Faughnan, « Canadian Task Force on Preventive Health. Prevention of influenza in the general population: recommendation statement from the Canadian Task Force on Preventive Health Care », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 171(10), 2004, p. 1169-1170.
2. Santé Canada, « Conférence canadienne de concertation sur la grippe », *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, Ottawa, ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux Canada (Santé Canada, n° H49-8/2002F au catalogue).
4. J.M. Langley et M.E. Faughnan, « Prevention of influenza in the general population », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 171(10), 2004, p. 1213-1222.
5. 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).
6. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
7. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
8. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
9. 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, Maryland, août 1999.
10. S.G. Squires et L. Pelletier, « Le financement public des programmes d'immunisation contre la grippe et les infections à pneumocoque au Canada : Évolution de la situation », *Relevé des maladies transmissibles au Canada*, 26(17), 2000, p. 141-148.
11. H. Johansen, K. Nguyen, L. Mao *et al.*, « La vaccination contre la grippe », *Rapports sur la santé*, 15(2), 2004, p. 35-46 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
12. Statistique Canada, Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) 1997-(C), disponible à : http://www.statcan.ca/francais/concepts/industry_f.htm, dernière révision : 23 décembre 2004.

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 des finances
 Statistique Canada
 Immeuble R.-H.-Coats, 6^e étage
 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) ^{†‡}
Guide de la statistique sur la santé			
L'information sur la santé en direct de Statistique Canada <i>(Ce guide vous permet d'accéder rapidement à de l'information reliée à la santé dans le site Web de Statistique Canada. Disponible en format html et ne peut être téléchargé.)</i>	82-573-GIF	Internet	Gratuit
Avortements provoqués			
Statistiques sur les avortements provoqués	82-223-XIF	Internet	Gratuit
Cancer			
Statistiques sur le cancer (Incidence du cancer au Canada; Statistiques sur la survie au cancer; Manuels du Registre canadien du cancer; La filière du cancer, bulletin des registres du cancer au Canada)	84-601-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 82-567-XIB	Papier Internet	10 \$ 8 \$
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997	82-567-XPB 82-567-XIB	Papier Internet	35 \$ 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 \$
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
Profiles 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 <i>(Disponible sous forme de totalisations spéciales en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)</i>			

[†] 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) [†]
État civil			
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001XPB	Papier	22 \$
Causes de décès	84-208-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 \$
Recueil de statistiques de l'état civil, 1996	84-214-XPF	Papier	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$
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+) (Pour obtenir le FCCP+, les clients doivent d'abord acheter le FCCP.)	82F0086XDB	Disquette	Gratuit
Hospitalisation			
Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux	82-562-XPB	Papier	40 \$
Indicateurs de la santé			
Indicateurs de la santé	82-221-XIF	Internet	Gratuit
Indicateurs de la santé comparables – Canada, provinces et territoires	82-401-XIF	Internet	Gratuit
Régions sociosanitaires : limites et correspondance avec la géographie du recensement	82-402-XIF	Internet	Gratuit
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 \$
Rapports analytiques			
Rapports sur la santé			
· par année	82-003-XPF	Papier	63 \$
· l'exemplaire			22 \$
· par année	82-003-XIF	Internet	48 \$
· l'exemplaire			17 \$
La santé de la population canadienne - Rapport annuel 2004	82-003-SIF	Internet	Gratuit
	82-003-SPF	Papier	22 \$
Rapport statistique sur la santé de la population canadienne	82-570-XIF	Internet	Gratuit
Usage du tabac			
Rapport sur l'usage de la cigarette au Canada, de 1985 à 2001	82F0077XIF	Internet	Gratuit

[†] 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

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 de 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	

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

Numéro du produit

Version

Prix (\$CAN)[†]

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 Cycle 1.1 fichier de microdonnées à grande diffusion	82M0013XCB	CD-ROM	2 000 \$
Fichiers de données 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

[†] 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

Enquête sur l'accès aux services de santé (EASS)

Cette enquête fournit des renseignements détaillés sur l'accès aux services de soins de santé (services de premier contact 24 heures sur 24, sept jours sur sept (24/7) et services spécialisés. Ces données sont disponibles au niveau national.

Enquête conjointe Canada-États-Unis sur la santé (ECES)

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

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.

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)

Cycle 1.1 : Cette enquête fournit 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 sociosanitaires réparties partout au Canada et dans les territoires.

Cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être : cette enquête fournit 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 : Le deuxième cycle de l'ESCC fournit 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 sociosanitaires réparties partout au Canada.

Pour plus de renseignements sur ces enquêtes, 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 divers aspects de l'économie, du territoire, de la société et du gouvernement du Canada.

Pour plus de renseignements sur ces tableaux, veuillez visiter notre site Web
http://www.statcan.ca/francais/Pgdb/health_f.htm

Le programme des centres de données de recherche

Le programme des centres de données de recherche (CDR) s'inscrit dans une initiative de Statistique Canada, du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSH) et de consortiums d'universités visant à renforcer la capacité de recherche sociale du Canada et à soutenir le milieu de la recherche sur les politiques.

Les CDR permettent aux chercheurs d'accéder aux microdonnées d'enquêtes sur les ménages et sur la population. Les centres comptent des employés de Statistique Canada. Ils sont exploités en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique et sont administrés conformément à toutes les règles de confidentialité. Ils ne sont accessibles qu'aux chercheurs dont les propositions ont été approuvées et qui ont prêté serment en qualité de personnes réputées être employées de Statistique Canada.

On trouve des CDR à travers le pays. Ainsi, les chercheurs n'ont pas à se déplacer vers Ottawa pour avoir accès aux microdonnées de Statistique Canada. Pour plus de renseignements, communiquez avec Gustave Goldmann au (613) 951-1472, Directeur du programme des centres de données de recherche.

Pour plus de renseignements sur ce programme, veuillez visiter notre site Web

http://www.statcan.ca/francais/rdc/index_f.htm