



N° 82-003-XIF au catalogue

Rapports sur la santé

Vol. 12, n° 2

- Tendances de l'hystérectomie
- Cancer du côlon et du rectum
- Migraine



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

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

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

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

Renseignements sur les commandes et les abonnements

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

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

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

Les prix ne comprennent pas les taxes de 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 **order@statcan.ca**
- Poste
Statistique Canada
Division de la diffusion
Gestion de la circulation
120, avenue Parkdale
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne au bureau régional de Statistique Canada le plus près de votre localité ou auprès des agents et 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.



Statistique Canada
Division de la statistique de la santé

Rapports sur la santé

Volume 12, numéro 2

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2001

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

Février 2001

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 12, n° 2
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 12, n° 2
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

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

SIGNES CONVENTIONNELS

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

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

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



Au sujet des Rapports sur la santé

Rédactrices en chef

Marie P. Beaudet
Kathryn Wilkins

Rédactrice principale

Mary Sue Devereaux

Rédactrice

Barbara Riggs

Rédacteur adjoint

Marc Saint-Laurent

Chargée de production

Renée Bourbonnais

Production et composition

Agnes Jones
Robert Pellarin
Micheline Pilon

Vérification des données

Dan Lucas

Administration

Donna Eastman

Rédacteurs associés

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

Comité directeur de la Division de la statistique de la santé pour la recherche et l'analyse

Gary Catlin, président
Lorna Bailie
Larry Swain
Marie P. Beaudet
Martha Fair
Peter Morrison
Cyril Nair
Ghislaine Villeneuve

Les *Rapports sur la santé* sont produits tous les trimestres par la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada. Ils s'adressent à un large public, notamment les professionnels de la santé, les chercheurs, les décideurs, les enseignants et les étudiants. Ils visent 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. Ils traitent 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.

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

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

Demandes de réimpression

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

Version électronique

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

Recommandation concernant les citations

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

Exemple :

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

Travaux de recherche

Hystérectomie, 1981-1982 à 1996-1997 9

L'étude révèle des écarts importants entre les provinces en ce qui concerne les taux d'hystérectomies, la proportion d'interventions pratiquées par voie vaginale et la durée moyenne de l'hospitalisation.

Wayne J. Millar

Migraine 25

Quelque deux millions de Canadiens de 12 ans et plus, soit environ 8 %, ont été diagnostiqués comme migraineux. Selon l'analyse longitudinale, les femmes de 12 à 24 ans, ainsi que les personnes qui souffrent de bronchite, de sinusite ou de maux de dos non arthritiques, courraient plus de risques de développer une migraine.

Heather Gilmour et Kathryn Wilkins

Cancer du côlon et du rectum : incidence et mortalité 47

L'incidence du cancer du côlon et du rectum et les taux de mortalité par ce cancer ont diminué au cours des dernières années, bien que ce type de cancer se classe au troisième rang tant au chapitre des nouveaux cas de cancer diagnostiqués qu'en ce qui a trait aux décès, et ce, à la fois chez les hommes et les femmes.

Laurie Gibbons, Chris Waters, Yang Mao et Larry Ellison



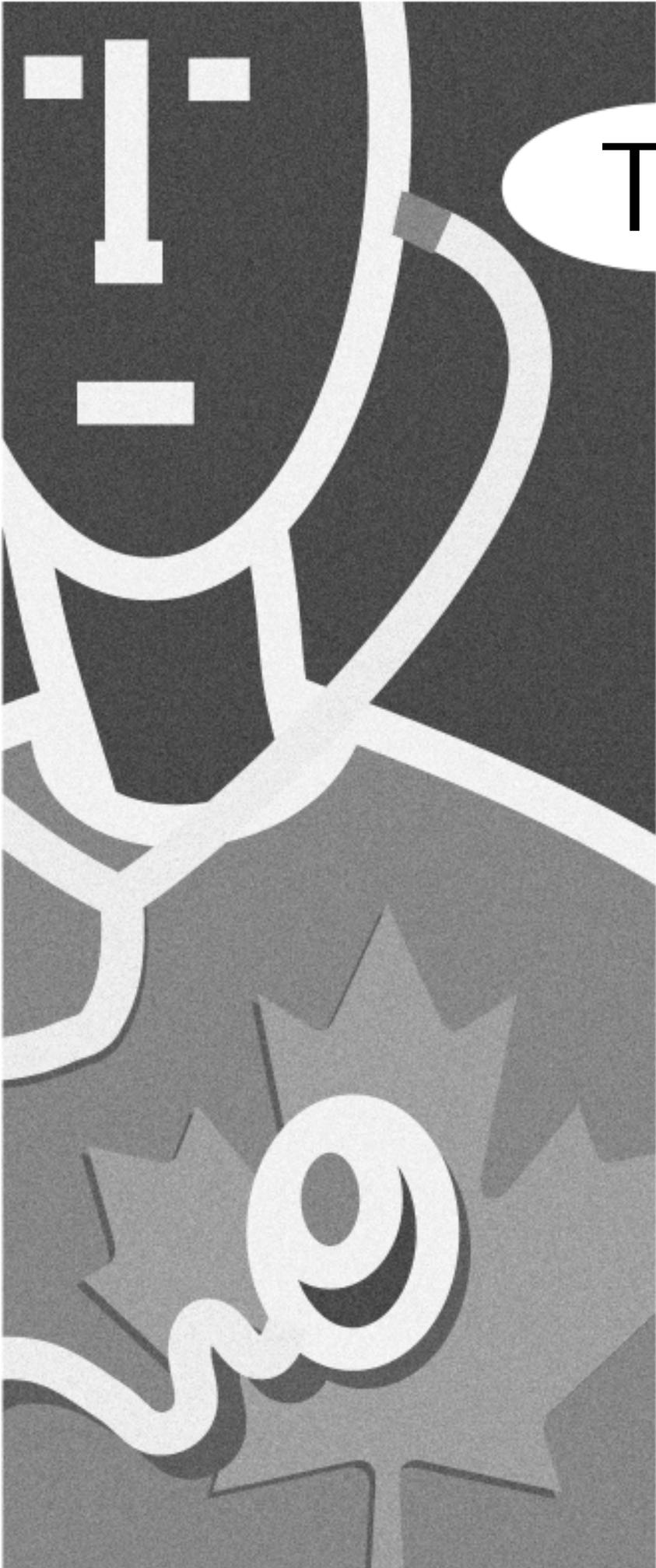
Données

Indicateurs de la santé, 2000 65
Enquête nationale sur la santé de la population, composante des ménages,
fichiers de microdonnées à grande diffusion, 1998-1999 65
Enquête nationale sur la santé de la population, résidents des
établissements de santé, 1998-1999 66
Avortements thérapeutiques, 1998 66
Divorces, 1998 66
Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires
internes, 1996-1997 et 1997-1998 67
Incidence du cancer, 1996 (données révisées), 1997 et 1998 (données
partielles) 67

**Pour commander
les publications**

..... 71

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



Travaux de recherche

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

Hystérectomie, 1981-1982 à 1996-1997

Wayne J. Millar

Résumé

Objectifs

Le présent article décrit les tendances nationales et provinciales en matière d'hystérectomie de 1981-1982 à 1996-1997 chez les femmes de 35 ans et plus.

Sources des données

Les données proviennent du Fichier de données sur la morbidité hospitalière tenu à jour par Statistique Canada de 1981-1982 à 1994-1995 et de l'Institut canadien d'information sur la santé pour 1995-1996 et 1996-1997. Les données supplémentaires sont tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999.

Techniques d'analyse

L'analyse descriptive présente les taux d'hospitalisation liée à une hystérectomie, la proportion d'hystérectomies pratiquées par voie vaginale et la durée moyenne de l'hospitalisation. Une liste hiérarchique d'indications a servi à établir la cause principale de l'hystérectomie. Le calcul des intervalles de confiance a permis de déterminer les variations significatives au fil du temps, ainsi que d'une province à l'autre et à l'échelle nationale.

Principaux résultats

De 1981-1982 à 1996-1997, le taux d'hystérectomies a diminué, la proportion d'interventions pratiquées par voie vaginale a augmenté et la durée moyenne de l'hospitalisation liée à une hystérectomie a diminué. Dans l'ensemble, ces tendances s'observent pour chaque province, même si les taux, les types d'intervention et la durée moyenne de l'hospitalisation varient considérablement selon la province.

Mots-clés

Dossiers de radiation des hôpitaux, durée de l'hospitalisation, santé de la femme, taux d'interventions chirurgicales, utilisation des services hospitaliers

Auteur

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

Depuis le début des années 1980, le Canada a connu une forte baisse du taux d'hystérectomies pour 100 000 femmes de 35 ans et plus, sans doute en partie grâce à de nouvelles méthodes de traitement des affections gynécologiques¹⁻⁵. Qui plus est, la volonté des femmes de se voir offrir des moyens thérapeutiques moins énergiques a peut-être favorisé un dépistage plus minutieux et le traitement ambulatoire de problèmes qui, à une époque, auraient abouti à l'hystérectomie⁶⁻⁷.

Le taux d'hystérectomies a diminué dans toutes les provinces, mais d'importants écarts interprovinciaux persistent. Cette variation du taux d'hystérectomies selon la région n'est guère unique au Canada; on l'observe aussi aux États-Unis⁸⁻¹³, en Grande-Bretagne¹⁴ et en Australie¹⁵. Toutefois, les différences de structure par âge de la population ou d'incidence ou de risque de maladie utérine ne peuvent à elles seules expliquer ces variations géographiques^{12,16}. D'autres facteurs joueraient vraisemblablement un rôle, puisque l'hystérectomie est, de façon prépondérante, une intervention non urgente.

Méthodologie

Sources des données

Les données hospitalières proviennent du Fichier de données sur la morbidité hospitalière tenu à jour par Statistique Canada de 1981-1982 à 1994-1995, et de l'Institut canadien d'information sur la santé pour 1995-1996 et 1996-1997. Ces données sont extraites du formulaire d'admission/radiation rempli par chaque hôpital à la fin de l'hospitalisation d'un malade, au moment où celui-ci est radié des registres parce qu'il sort de l'hôpital ou qu'il est décédé. Le fichier contient des données sur toutes les hospitalisations pour lesquelles les hôpitaux généraux et les hôpitaux spécialisés ont produit un formulaire de radiation durant la période observée.

Conformément à la *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux (CCA)*, on considère comme une hystérectomie tout cas pour lequel figurent dans le dossier (à titre de diagnostic primaire ou secondaire lors de l'admission) les codes 80.2 et 80.3 pour l'hystérectomie par voie abdominale, 80.4 pour l'hystérectomie totale ou subtotale par voie vaginale et 80.5 à 80.7 pour l'hystérectomie radicale¹⁷. Ces codes correspondent aux codes 68.3 à 68.4 pour l'hystérectomie par voie abdominale, 68.5 pour l'hystérectomie par voie vaginale et 68.6 à 68.8 pour l'hystérectomie radicale de la modification clinique de la *Classification internationale des maladies, neuvième révision (CIM-9-MC)*¹⁸.

Les données supplémentaires sur la fréquence de l'hystérectomie sont tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999¹⁹.

Les estimations provinciales de la population de femmes adultes ont été fournies par la Division de la démographie de Statistique Canada.

Techniques d'analyse

Comme l'hystérectomie est assez peu fréquente à un jeune âge, l'analyse porte uniquement sur les femmes de 35 ans et plus.

L'analyse descriptive fournit des taux et des pourcentages. Les taux d'hospitalisation ont été calculés d'après les registres des hôpitaux en divisant le nombre de radiations de femmes de 35 ans et plus ayant subi une hystérectomie par l'estimation démographique pour ce groupe d'âge, puis en multipliant le résultat par 100 000. La méthode directe a en outre servi au calcul des taux comparatifs en se fondant sur la structure par âge de la population de femmes de 35 ans et plus observée en 1996. Enfin, la durée moyenne de l'hospitalisation a été déterminée en divisant le nombre total de jours que les femmes admises pour une hystérectomie ont passé à l'hôpital par le nombre de radiations.

Le calcul des intervalles de confiance a permis d'évaluer la variation des taux entre 1981-1982 et 1996-1997 pour chaque province; un test bilatéral a servi à déterminer si les écarts entre taux comparatifs étaient statistiquement significatifs²⁰. Chaque taux provincial a été comparé au taux national pour 1981-1982 et pour 1996-1997. Un test bilatéral a aussi servi à déterminer si les écarts moyens de durée de l'hospitalisation entre 1981-1982 et 1996-1997, ainsi qu'entre la valeur observée pour chaque province et celle observée à l'échelle nationale, étaient significatifs.

Une liste hiérarchique établie par Hall et Cohen²¹ a permis de cerner les indications de l'hystérectomie conformément aux codes de diagnostic de la CIM-9-MC. Ces indications ont ensuite été

regroupées en six catégories : cancer, fibrome, endométriose, prolapsus de l'utérus, hémorragie et douleurs menstruelles, et autre. Une règle hiérarchique a en outre servi à déterminer l'indication principale de l'hystérectomie lorsque le dossier d'une malade en comportait plus d'une. Tous les cas où le code de diagnostic était celui d'une tumeur maligne ou pré-maligne ont été classés dans la catégorie « cancer ». Pour les autres enregistrements, si l'un des codes correspondait à « fibrome », cette indication est celle que l'on a attribuée, suivie par « endométriose », « prolapsus » et « hémorragie et douleurs menstruelles ». Les cas pour lesquels ne figurait aucune de ces cinq indications ont été classés dans la catégorie « autre ».

Limites

Les taux d'hystérectomies sont calculés en se fondant sur la population féminine totale de 35 ans et plus. Les données n'ont pas permis d'exclure les femmes qui avaient déjà subi l'intervention. L'effet de l'inclusion de ces femmes dans le calcul du taux est probablement le plus prononcé pour les provinces où le taux était relativement élevé par le passé²². Si les chiffres avaient été corrigés pour tenir compte des femmes qui ne pouvaient plus subir l'opération, les taux d'hystérectomie seraient plus élevés que ceux présentés ici.

Les chiffres se rapportent uniquement aux femmes qui résidaient dans la province où a eu lieu l'hystérectomie. Les bases de données provinciales ne contiennent pas toutes des renseignements sur les résidentes qui obtiennent des services hospitaliers à l'extérieur de la province. Par conséquent, l'importance des hospitalisations hors province liées à une hystérectomie demeure impossible à évaluer.

Durant un séjour particulier à l'hôpital, une malade peut faire l'objet de plus d'un diagnostic ou subir plus d'une intervention chirurgicale. La présente analyse porte sur les hystérectomies enregistrées à titre de diagnostic principal ou secondaire d'admission. Puisque l'hystérectomie est une intervention majeure, peu de cas échappent vraisemblablement à l'analyse en relevant dans les enregistrements la première ou la deuxième intervention chirurgicale.

Les dossiers d'hospitalisation ont pour référence l'année financière, tandis que les estimations démographiques utilisées pour calculer les taux correspondent à un point particulier de l'année civile. Puisque la taille de la population varie fort peu durant une seule année, tout effet est vraisemblablement minime et ne devrait pas compromettre la validité des résultats.

Le Fichier de données sur la morbidité hospitalière établi pour 1981-1982 représente 95 % des hôpitaux en exploitation, qui comptaient plus de 99 % des lits approuvés au Canada cette année-là²³. Au milieu des années 1990, le taux de réponse à l'Enquête annuelle sur les établissements de santé : Hôpitaux était légèrement inférieur, soit plus de 80 % des hôpitaux en exploitation, qui représentaient 90 % des lits²⁴.

La présente analyse ne couvre pas la totalité de la population canadienne : les données hospitalières concernant les territoires du Nord n'étaient pas disponibles pour la série chronologique complète. Le faible nombre d'hystérectomies pratiquées dans ces régions ne devrait cependant pas, en principe, influencer considérablement les résultats.

Le taux d'interventions chirurgicales a tendance à varier si les indications d'une opération particulière sont discrétionnaires²¹. Il en va de même de l'hystérectomie qui, selon les estimations, n'est pas une opération urgente dans 90 % des cas⁸. Contrairement à beaucoup d'autres interventions chirurgicales, la liste des indications de l'hystérectomie est variée. Les états malins et prémalins ne sont à l'origine que d'une faible proportion des hystérectomies. Une telle intervention est avant tout pratiquée pour soulager les symptômes causés par des états bénins, comme le fibrome utérin, la ménométrorragie fonctionnelle, l'endométriose, la douleur chronique et le prolapsus génital^{7,8,12,25-29}.

Les indications appropriées de l'hystérectomie demeurent l'objet de controverses, même chez les professionnels de la santé^{8,29}. De surcroît, le diagnostic de certains états traités couramment par hystérectomie est très difficile à poser⁶. Les patientes, les responsables de l'élaboration des politiques, voire les médecins, remettent en cause depuis longtemps la nécessité de certaines hystérectomies²⁷.

Le présent article décrit les tendances tant nationales que provinciales en matière d'hystérectomie. Il s'appuie sur les données de Statistique Canada et de l'Institut canadien d'information sur la santé concernant l'hystérectomie chez les femmes de 35 ans et plus pour la période de 16 ans s'étalant de 1981-1982 à 1996-1997 (voir *Méthodologie*). L'analyse n'est ici que descriptive et ne vise aucunement à préciser quel taux d'hystérectomies, quelle durée de l'hospitalisation ni quel type d'intervention chirurgicale est approprié.

Intervention courante

L'hystérectomie est l'une des interventions pratiquées le plus couramment chez les femmes d'âge mûr et chez les femmes âgées (voir *Types d'hystérectomie*). Toutefois, même si elle ne pose qu'un faible risque de mortalité^{30,31}, l'hystérectomie reste une intervention majeure qui demande des semaines, voire des mois, de convalescence^{10,27,28}.

Selon l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, plus du cinquième des

Types d'hystérectomie

L'hystérectomie peut comporter l'ablation du corps et du col de l'utérus (hystérectomie totale) ou l'ablation du corps de l'utérus uniquement (hystérectomie subtotalaire). Elle peut être pratiquée par voie abdominale ou vaginale. La méthode dépend du chirurgien, de l'indication de l'intervention, de la nature de la maladie et des caractéristiques de la patiente. Les options sont les suivantes : hystérectomie par voie vaginale, hystérectomie par voie vaginale assistée par laparoscopie et hystérectomie par voie abdominale (subtotalaire, totale ou radicale). Les taux de morbidité et de complications postopératoires sont plus faibles dans le cas de l'intervention par voie vaginale.

L'opération par voie abdominale peut être indiquée si une intervention exploratrice est nécessaire (par exemple, en cas de cancer confirmé ou soupçonné). L'intervention par voie abdominale pourrait aussi être préférable en cas d'hypertrophie de l'utérus qui rend l'ablation par voie vaginale difficile (situation fréquente s'il y a un fibrome), si la mobilité de l'utérus est limitée à cause d'adhérences due à une intervention chirurgicale antérieure ou s'il faut procéder à l'ablation des ovaires³.

femmes de 35 ans et plus — soit environ 22 % ou 1,8 million — ont subi une hystérectomie. La proportion passe de 7 % pour le groupe des 35 à 44 ans à 37 % pour celui des 65 à 74 ans, puis à 30 % pour le groupe des 75 ans et plus.

En 1996-1997, l'hystérectomie par voie abdominale était l'intervention chirurgicale la plus fréquente chez les femmes de 35 ans et plus et l'hystérectomie par voie vaginale venait en quatrième position. Dans l'ensemble, cette année-là, les hystérectomies représentaient 8 % environ des opérations pratiquées chez les femmes de ce groupe d'âge.

Taux à la baisse

En 1996-1997, un total de 48 572 femmes de 35 ans et plus ont subi une hystérectomie. Depuis 1981-1982, le total annuel est demeuré assez stable, n'étant jamais inférieur à 46 600 ni supérieur à 51 600 (tableau A en annexe). Parallèlement, le nombre de femmes appartenant à ce groupe d'âge a augmenté

Lignes directrices concernant l'hystérectomie

En avril 1996, le Comité de gynécologie de La Société des obstétriciens et gynécologues du Canada a publié des *Directives cliniques sur l'hystérectomie*³². L'hystérectomie peut être envisagée pour traiter certaines maladies bénignes, les affections susceptibles d'évoluer vers un état malin, le cancer, les affections aiguës et pour une variété d'autres indications moins courantes.

- La catégorie des **maladies bénignes** comprend le fibrome, l'endométriase, la masse annexielle, le prolapsus, la ménométrorragie et la douleur pelvienne chronique.

Les indications de l'hystérectomie sont peu nombreuses chez une malade atteinte d'un fibrome mais ne présentant aucun symptôme. En revanche, l'intervention est indiquée si le fibrome croît rapidement ou après la ménopause, quand il risque de devenir cancéreux. On peut préserver la fécondité en pratiquant une myomectomie (ablation chirurgicale du fibrome). Cependant, le taux de récurrence est de 15 %, et 10 % des femmes chez lesquelles une myomectomie a été pratiquée doivent subir une hystérectomie dans les 10 ans. L'hystérocopie est une autre possibilité, mais une nouvelle intervention est nécessaire dans 10 % à 20 % des cas.

L'endométriase, c'est-à-dire la croissance de tissu ressemblant à l'endomètre en-dehors de la cavité endométriale, est un problème chronique. Le traitement médicamenteux a souvent des effets secondaires métaboliques et symptomatiques et ne permet de contrôler les symptômes que de façon limitée en cas d'adhérences ou de lésions des organes pelviens. Une intervention chirurgicale conservatrice peu être envisagée, mais son effet à long terme est limité et le taux de récurrence cumulatif est de 13 % à trois ans et de 40 % à cinq ans. Néanmoins, pratiquer l'hystérectomie est une décision importante qui devrait s'appuyer sur l'existence de symptômes graves, l'échec d'autres méthodes thérapeutiques et le désir de concevoir un enfant.

Les *Directives* recommandent de n'envisager l'hystérectomie pour une *masse annexielle bénigne* que s'il existe une autre indication de l'intervention chirurgicale.

Si la malade ne formule aucune autre plainte, un *prolapsus* génital léger à moyen ne devrait être corrigé que fort rarement. Cependant, en cas de prolapsus prononcé de l'utérus, seules l'hystérectomie et la reconstruction du vagin donnent de bons résultats.

La *ménométrorragie* est essentiellement un diagnostic d'exclusion. Autrement dit, l'utérus est anatomiquement normal et aucune tumeur, blessure ou autre affection n'explique le saignement. Les *Directives* recommandent d'envisager une pharmacothérapie avant de procéder au traitement chirurgical. Selon la gravité des saignements, l'âge de la malade, les convictions culturelles et le désir de concevoir un enfant, l'hystérectomie peut être envisagée.

Une proportion assez faible d'hystérectomies sont pratiquées pour soulager la *douleur pelvienne chronique*. La cause sous-jacente de la douleur devrait être recherchée minutieusement avant d'envisager l'hystérectomie. En cas de maladie chez une femme qui ne désire plus avoir d'enfant, l'hystérectomie peut être justifiée.

- Les **affections susceptibles d'évoluer vers un état malin** incluent l'hyperplasie endométriale, la néoplasie malpighienne intraépithéliale du col de l'utérus et l'adénocarcinome *in situ*.

Habituellement, on diagnostique l'*hyperplasie endométriale* parce que la malade se plaint de saignements utérins anormaux. La plupart des malades chez lesquelles on ne décèle pas de cellules malignes (atypie) peuvent recevoir un traitement médicamenteux, mais il peut être nécessaire de pratiquer l'hystérectomie si l'hyperplasie persiste. Chez les malades présentant une atypie, on peut recourir à la pharmacothérapie ou à l'hystérectomie; cependant, environ le quart des cas traités par médicaments évoluent vers une forme cancéreuse sur une période de quatre ans en moyenne.

La *néoplasie malpighienne intraépithéliale du col de l'utérus* n'est une indication d'hystérectomie que si d'autres affections gynécologiques justifiant l'opération se manifestent aussi.

Dans le cas de l'*adénocarcinome in situ*, les *Directives* recommandent une conisation cylindrique. Quand les bords du prélèvement biopsique sont sains, il n'est pas nécessaire de procéder à l'hystérectomie si la femme souhaite demeurer féconde.

- Diverses formes de **cancer** sont traitées par hystérectomie, notamment le *cancer de l'endomètre* et les *sarcomes de l'utérus*. Le *cancer du col de l'utérus* peut être traité par chirurgie ou par radiothérapie, puisque les taux de guérison sont comparables. Le traitement du *cancer de l'ovaire* peut inclure l'hystérectomie, bien qu'aucune donnée n'indique que cette intervention améliore le pronostic généralement sombre. Dans ce cas, on pratique l'hystérectomie pour s'assurer que l'utérus ne masque pas la maladie. L'hystérectomie est indiquée en cas de *cancer de la trompe de Fallope* pour s'assurer que l'ablation de la trompe soit complète et que le suivi soit précis.

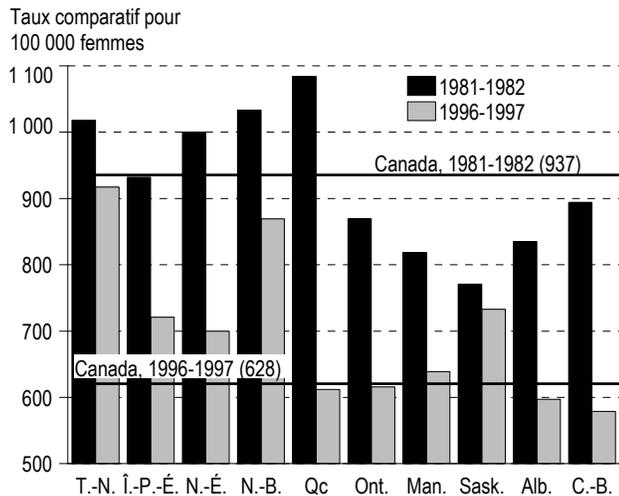
- Plusieurs **affections aiguës** peuvent nécessiter une hystérectomie.

L'hystérectomie peut être pratiquée d'urgence au moment de l'accouchement si une *hémorragie* met la vie de la femme en danger, bien que le traitement classique consiste à recourir à des mesures conservatrices pour contrôler l'hémorragie obstétrique.

Par le passé, tous les *abcès salpingo-ovariens* étaient traités par hystérectomie, mais, grâce à la mise au point d'antibiotiques à large spectre, on distingue aujourd'hui trois grandes indications de l'intervention chirurgicale : la rupture intra-abdominale de l'abcès salpingo-ovarien, l'existence soupçonnée d'une autre urgence chirurgicale, comme une appendicite, et la non-réaction au traitement antibiotique dans les 48 à 72 heures. Le traitement chirurgical d'un abcès non rompu est moins bien établi, quoiqu'une hystérectomie puisse être indiquée.

- Plusieurs **autres indications** peuvent inciter à pratiquer l'hystérectomie. Par exemple, en consultation avec un oncologue, une malade ayant des *antécédents familiaux* de diverses formes de cancer de l'appareil reproducteur pourrait choisir de subir l'intervention.

Graphique 1
Taux comparatifs d'hystérectomies, femmes de 35 ans et plus,
Canada et provinces, 1981-1982 et 1996-1997



Sources des données : Statistique Canada, Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982; Institut canadien d'information sur la santé, 1996-1997

Nota : Les données correspondent aux codes 80.2 à 80.7 de la CCA et ont été corrigées pour tenir compte de la structure par âge de la population féminine de 35 ans et plus en 1996.

régulièrement, si bien que le taux d'hystérectomies est passé de 937 à 628 pour 100 000 femmes de 35 ans et plus. Cette baisse serait moins prononcée si le taux ne tenait compte que du nombre courant réel de femmes « à risque », c'est-à-dire celles dont l'utérus est encore intact²².

Dans chaque province aussi, la stabilité du nombre annuel d'hystérectomies et l'augmentation du nombre de femmes adultes signifient que le taux a baissé (graphique 1). Le Québec, qui enregistrait le taux le plus élevé en 1981-1982, a connu le recul le plus marqué. En outre, cette province est la seule où un moins grand nombre d'hystérectomies ont été pratiquées en 1996-1997 qu'en 1981-1982. Le taux a également baissé fortement en Colombie-Britannique, en Alberta, en Ontario et en Nouvelle-Écosse. En revanche, il n'a diminué que légèrement en Saskatchewan.

En 1996-1997, le taux comparatif d'hystérectomies variait d'un creux de 579 interventions pour 100 000 femmes de 35 ans et plus en Colombie-Britannique à un sommet de 917 à Terre-Neuve.

Indications

Le degré de consensus des experts en ce qui concerne l'hystérectomie dépend de l'affection à traiter^{21,33}. Certains troubles gynécologiques qui, auparavant, auraient été traités par hystérectomie répondent à l'hormonothérapie et se prêtent donc à la pharmacothérapie ou à une chirurgie moins radicale^{1-5,8}. Pour sa part, le cancer de l'utérus commande de façon quasi unanime l'hystérectomie, mais pas le cancer du col de l'utérus. En ce qui concerne les fibromes, la décision dépend de la taille de la tumeur, de sa vitesse de croissance et des symptômes qu'éprouve la malade. Dans le cas d'un prolapsus avancé de l'utérus, aucune autre intervention chirurgicale ne peut remplacer l'hystérectomie. L'endométriose présente pour sa part des symptômes très variés qui rendent le diagnostic difficile, sans compter que les modalités de traitement sont nombreuses. En cas d'hémorragie menstruelle (ménorragie), la manifestation d'une anémie est la seule mesure objective de la gravité.

De 1981-1982 à 1996-1997, la proportion d'hystérectomies dont les indications sont catégoriques a augmenté, tandis que celle des hystérectomies dont les indications sont plus discrétionnaires a diminué. Dans chaque province (sauf à l'Île-du-Prince-Édouard en 1981-1982), le fibrome était la cause principale de l'intervention aussi bien en 1981-1982 qu'en 1996-1997, quoique la proportion ait été plus élevée dans le second cas (tableau 1). Par contre, durant cette période, la proportion d'hystérectomies pratiquées pour d'« autres » raisons a diminué dans chaque province.

En 1996-1997, la proportion d'hystérectomies pratiquées pour traiter un fibrome variait de 29 % au Nouveau-Brunswick à 41 % au Québec. Cette année-là, l'hémorragie et les douleurs menstruelles représentaient la principale indication de 13 % des hystérectomies en Colombie-Britannique, mais de 31 % au Nouveau-Brunswick. La proportion d'hystérectomies pratiquées pour traiter le cancer variait, quant à elle, de 6 % à l'Île-du-Prince-Édouard et au Nouveau-Brunswick à 13 % au Manitoba.

Les lignes directrices que La Société des obstétriciens et gynécologues du Canada³² a publiées

Tableau 1
Répartition en pourcentage, indications principales de l'hystérectomie, Canada et provinces, 1981-1982 et 1996-1997

	Nombre d'hystérectomies	Total	Répartition en pourcentage					
			Fibrome	Hémorragie et douleurs menstruelles	Prolapsus de l'utérus	Endo- métriose	Cancer	Autre [†]
Canada								
1981-1982	46 614	100,0	33,6	16,8	13,6	13,2	9,6	13,3
1996-1997	48 572	100,0	39,4 [‡]	16,1 [‡]	13,7	11,7 [‡]	10,2 [‡]	8,8 [‡]
Terre-Neuve								
1981-1982	974	100,0	24,3 [§]	15,3	17,9 [§]	17,3 [§]	7,5 [§]	17,8 [§]
1996-1997	1 310	100,0	33,6 ^{‡§}	16,1	17,3 [§]	13,1 [‡]	7,9 [§]	12,1 ^{‡§}
Île-du-Prince-Édouard								
1981-1982	208	100,0	22,1 [§]	32,2 [§]	9,6 [§]	11,1	8,2	16,8
1996-1997	246	100,0	30,1 [§]	22,8 ^{‡§}	13,0	17,9 ^{‡§}	5,7 [§]	10,6
Nouvelle-Écosse								
1981-1982	1 638	100,0	32,5	23,7 [§]	11,7 [§]	11,0 [§]	8,3	12,8
1996-1997	1 720	100,0	35,2 [§]	21,9 [§]	10,6 [§]	13,8 ^{‡§}	9,9	8,6 [‡]
Nouveau-Brunswick								
1981-1982	1 337	100,0	23,6 [§]	23,4 [§]	14,0	14,8	7,3 [§]	17,0 [§]
1996-1997	1 704	100,0	29,3 ^{‡§}	30,7 ^{‡§}	12,6	13,3	6,3 [§]	7,9 [‡]
Québec								
1981-1982	14 819	100,0	36,7 [§]	14,9 [§]	12,4 [§]	14,7 [§]	6,6 [§]	14,6 [§]
1996-1997	12 147	100,0	40,9 ^{‡§}	16,2 [‡]	14,2 [‡]	11,3 [‡]	9,4 ^{‡§}	8,1 ^{‡§}
Ontario								
1981-1982	16 060	100,0	32,2 [§]	18,7 [§]	14,6 [§]	11,7 [§]	10,8 [§]	12,0 [§]
1996-1997	17 849	100,0	39,9 [‡]	14,9 ^{‡§}	14,4 [§]	10,8 ^{‡§}	11,0 [§]	9,0 [‡]
Manitoba								
1981-1982	1 713	100,0	35,7	13,5 [§]	15,1	9,7 [§]	15,5 [§]	10,6 [§]
1996-1997	1 809	100,0	38,5	13,9 [§]	15,7 [§]	10,2 [§]	12,5 ^{‡§}	9,2
Saskatchewan								
1981-1982	1 414	100,0	31,5	13,8 [§]	18,5 [§]	10,1 [§]	11,5 [§]	14,5
1996-1997	1 791	100,0	39,7 [‡]	13,9 [§]	13,9 [‡]	12,6 [‡]	10,6	9,5 [‡]
Alberta								
1981-1982	3 332	100,0	33,0	23,2 [§]	11,0 [§]	11,7 [§]	9,4	11,7 [§]
1996-1997	4 071	100,0	39,6 [‡]	18,7 ^{‡§}	9,8 [§]	13,0 [§]	9,5	9,4 [‡]
Colombie-Britannique								
1981-1982	5 119	100,0	34,2	9,4 [§]	13,8	15,4 [§]	13,4 [§]	13,7
1996-1997	5 925	100,0	40,7 ^{‡§}	12,8 ^{‡§}	13,6	13,2 ^{‡§}	11,2 ^{‡§}	8,5 [‡]

Sources des données : Statistique Canada, Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982; Institut canadien d'information sur la santé, 1996-1997

Nota : Les pourcentages ayant été arrondis, leur somme peut ne pas correspondre à 100 %. Les données correspondent aux codes 80.2 à 80.7 de la CCA.

[†] Par exemple, troubles ménopausiques, maladie ovarienne, conduite de la contraception.

[‡] Valeur significativement différente de celle observée en 1981-1982 ($p \leq 0,05$).

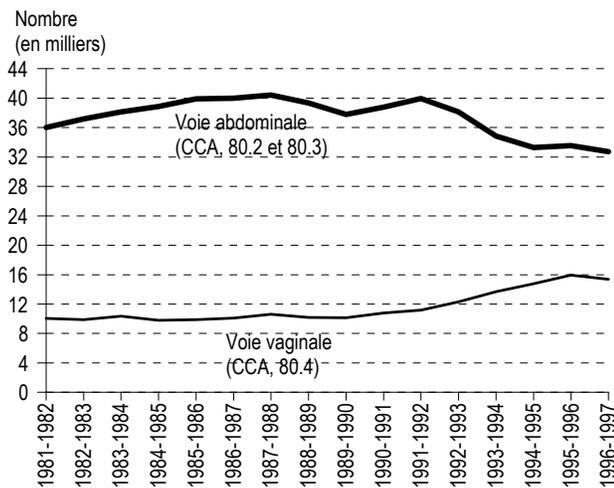
[§] Valeur significativement différente de la valeur nationale pour l'année pertinente ($p \leq 0,05$).

en 1996 permettront sans doute de palier partiellement le manque de consensus quant aux indications de l'hystérectomie, donc de réduire les écarts entre régions (voir *Lignes directrices concernant l'hystérectomie*). Néanmoins, certains chercheurs doutent de la valeur de ce genre de déclaration de principes³⁴. La diminution du taux d'hystérectomies observée au Québec a eu lieu « en l'absence de toute recommandation explicite formulée par le corps médical »³⁵. En revanche, durant les années 1970

en Saskatchewan, les inquiétudes suscitées par le taux croissant d'hystérectomies ont mené à la formation d'un comité qui a défini les critères de recours à l'intervention³⁶. De 1970 à 1974, le nombre d'hystérectomies pratiquées dans cette province a diminué presque d'un tiers. Pourtant, comme l'illustre la présente analyse, du début des années 1980 au milieu des années 1990, la Saskatchewan a été la province où le taux d'hystérectomies a varié le moins.

Graphique 2

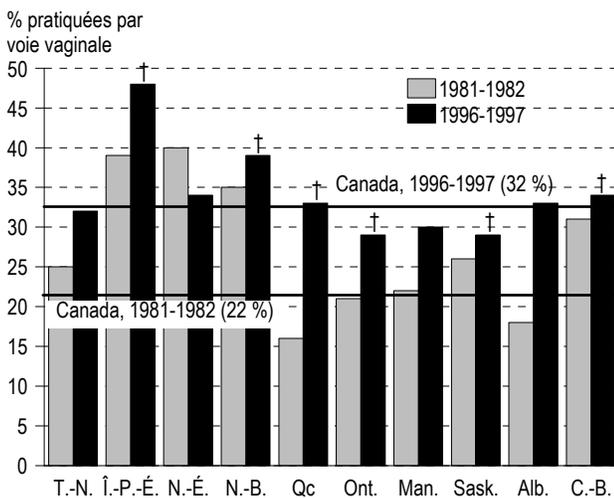
Radiations des registres hospitaliers, selon le type d'hystérectomie, femmes de 35 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1996-1997



Sources des données : Statistique Canada, Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1994-1995; Institut canadien d'information sur la santé, 1995-1996 et 1996-1997

Graphique 3

Proportion d'hystérectomies pratiquées par voie vaginale, femmes de 35 ans et plus, Canada et provinces, 1981-1982 et 1996-1997



Sources des données : Statistique Canada, Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982; Institut canadien d'information sur la santé, 1996-1997

Nota : Les données correspondent au code 80.4 de la CCA. La proportion d'hystérectomies pratiquées par voie vaginale en 1996-1997 diffère significativement de celle observée pour 1981-1982 pour toutes les provinces, sauf l'Île-du-Prince-Édouard et la Saskatchewan.

† Valeur significativement différente de la valeur nationale pour 1996-1997 ($p \leq 0,05$).

Fréquence croissante des interventions par voie vaginale

Choisir de procéder par voie abdominale ou vaginale reste l'un des éléments importants de l'hystérectomie. À cet égard, la méthode par voie vaginale est généralement associée à moins d'inconfort et de risque d'infection, à un taux plus faible de complications, à une hospitalisation plus courte, à la reprise plus rapide des activités habituelles et à un coût plus faible^{28,37-39}. De 1981-1982 à 1996-1997, la majorité des hystérectomies ont été pratiquées par voie abdominale, mais le nombre et la proportion d'interventions par voie vaginale ont progressé (graphique 2, tableau B en annexe).

Sauf en Nouvelle-Écosse, la proportion d'hystérectomies par voie vaginale a augmenté dans chaque province. En 1996-1997, l'hystérectomie par voie vaginale représentait presque la moitié du total à l'Île-du-Prince-Édouard et 4 hystérectomies sur 10 au Nouveau-Brunswick. Cependant, le Québec et l'Alberta obtiennent les augmentations les plus fortes (graphique 3). En 1981-1982, à peine 16 % et 18 %, respectivement, des hystérectomies ont été pratiquées par voie vaginale dans ces provinces, mais, en 1996-1997, la proportion était passée à 33 %. L'Ontario, le Manitoba et la Saskatchewan présentaient en 1996-1997 les plus faibles taux d'hystérectomies par voie vaginale (29 % ou 30 %). Néanmoins, pour l'Ontario et le Manitoba, ce chiffre représente un mouvement à la hausse par rapport aux 20 % environ observés au début de la période de référence. Par contre, en Saskatchewan, la variation est assez faible : de 26 % à 29 %. En Nouvelle-Écosse, la proportion a effectivement diminué, passant de 40 % à 34 %.

Hospitalisation plus courte

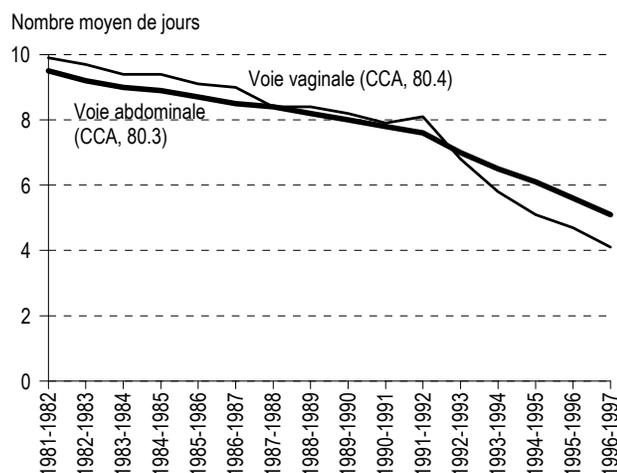
Au cours des 20 dernières années, le nombre moyen de jours d'hospitalisation, toutes catégories d'hospitalisation confondues, a diminué⁴⁰. À l'instar d'autres pays, la durée moyenne de l'hospitalisation pour une hystérectomie au Canada est passée de 9,7 jours en 1981-1982 à 4,8 jours en 1996-1997^{41,42} (tableau 2, tableau C en annexe). La moyenne a également baissé dans chaque province. En

1996-1997, on observait la durée moyenne de l'hospitalisation la plus courte (3,8 jours) en Alberta et la plus longue au Québec et à l'Île-du-Prince-Édouard (5,8 et 5,7 jours, respectivement).

Le raccourcissement de la durée moyenne de l'hospitalisation tient en partie à la proportion croissante d'hystérectomies pratiquées par voie vaginale. Jusqu'au début des années 1990, l'hystérectomie par voie vaginale demandait une hospitalisation plus longue que l'intervention par voie abdominale (graphique 4). Cependant, en 1996-1997, le séjour moyen à l'hôpital était de 4,1 jours pour une hystérectomie par voie vaginale et de 5,1 jours pour l'opération par voie abdominale (tableau D en annexe).

La durée moyenne de l'hospitalisation a diminué dans chaque province aussi bien pour l'hystérectomie par voie abdominale que par voie vaginale. Néanmoins, des écarts interprovinciaux persistent. En 1996-1997, l'hystérectomie par voie abdominale nécessitait une hospitalisation d'une durée moyenne de 4,1 jours en Alberta comparativement à au moins 6 jours au Québec

Graphique 4
Durée moyenne de l'hospitalisation, selon le type d'hystérectomie, femmes de 35 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1981-1982 à 1996-1997



Sources des données : Statistique Canada, Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1994-1995; Institut canadien d'information sur la santé, 1995-1996 et 1996-1997

et à l'Île-du-Prince-Édouard. De même, l'hystérectomie par voie vaginale entraînait une hospitalisation d'une durée moyenne de 3,0 jours en Alberta, mais de 5,2 jours au Québec.

Diminution du nombre total de jours d'hospitalisation

La baisse des taux d'interventions et le raccourcissement des hospitalisations ont pour effet conjugué de réduire considérablement le nombre de jours d'hospitalisation liée à une hystérectomie. En 1981-1982, les hystérectomies ont nécessité en tout 450 500 jours d'hospitalisation; en 1996-1997, le nombre avait baissé pour s'établir à 234 100. Cette tendance à la baisse touche chaque province de façon plus au moins importante (tableau C en annexe). En Nouvelle-Écosse, au Québec, en Ontario, au Manitoba et en Alberta, le fléchissement est d'environ 50 %, tandis qu'il n'est que de 23 % à l'Île-du-Prince-Édouard et de 29 % à Terre-Neuve.

Différences notables

Les écarts provinciaux quant aux tendances en matière d'hystérectomie sont saisissants. Par exemple, l'Alberta se caractérise par une forte baisse des taux, une hausse prononcée de la proportion d'interventions pratiquées par voie vaginale et, en 1996-1997, la durée moyenne de l'hospitalisation y était la plus courte. Le Québec connaît aussi une forte baisse des taux d'hystérectomies et une hausse notable de la proportion d'interventions par voie vaginale, bien que la durée moyenne de l'hospitalisation y soit la plus longue.

La diminution du taux d'hystérectomies (et, effectivement, du nombre d'hystérectomies) au Québec pourrait être un effet à long terme du taux élevé observé par le passé, d'où le grand nombre de femmes qui ne sont plus susceptibles de devoir subir l'intervention. Autrement dit, si l'on pouvait exclure ces femmes du calcul, le taux enregistré pour le Québec en 1996-1997 serait sans doute beaucoup plus élevé²².

Contrairement à la tendance observée ailleurs, la proportion d'hystérectomies pratiquées par voie vaginale en Nouvelle-Écosse a diminué. En fait, cette province est la seule où l'on a enregistré un

Tableau 2
Durée moyenne de l'hospitalisation, selon le type d'hystérectomie, Canada et provinces, 1981-1982 et 1996-1997

	Total (CCA, 80.2 à 80.7)			Voie abdominale (CCA, 80.2 et 80.3)			Voie vaginale (CCA, 80.4)		
	1981-1982	1996-1997	Diminution	1981-1982	1996-1997	Diminution	1981-1982	1996-1997	Diminution
	Nombre moyen de jours			Nombre moyen de jours			Nombre moyen de jours		
Canada	9,7	4,8	4,9	9,5	5,1	4,4	9,9	4,1	5,8
Terre-Neuve	9,7	5,1 [†]	4,6	9,3	5,3	4,0	10,3	4,4 [†]	5,9
Île-du-Prince-Édouard	8,8 [†]	5,7 [†]	3,1	8,6 [†]	6,5 [†]	2,1	8,3 [†]	4,8 [†]	3,5
Nouvelle-Écosse	9,9	4,6 [†]	5,3	10,5 [†]	5,0	5,5	8,7 [†]	3,6 [†]	5,1
Nouveau-Brunswick	9,7	4,7	5,0	9,6	5,2	4,4	9,8	4,0	5,8
Québec	9,8	5,8 [†]	4,0	9,6	6,0 [†]	3,6	10,7 [†]	5,2 [†]	5,5
Ontario	9,9 [†]	4,5 [†]	5,4	9,7	4,7 [†]	5,0	10,1	3,8 [†]	6,3
Manitoba	10,1 [†]	4,9	5,2	10,0 [†]	5,1	4,9	10,3	4,3	6,0
Saskatchewan	10,3 [†]	5,1	5,2	10,1 [†]	5,2 [†]	4,9	10,9 [†]	4,3	6,6
Alberta	9,3 [†]	3,8 [†]	5,5	9,0 [†]	4,1 [†]	4,9	10,2	3,0 [†]	7,2
Colombie-Britannique	8,3 [†]	4,4 [†]	3,9	8,3 [†]	4,7	3,6	8,4 [†]	3,7 [†]	4,7

Sources des données : Statistique Canada, Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982; Institut canadien d'information sur la santé, 1996-1997
† Valeur significativement différente de la valeur nationale pour l'année pertinente ($p \leq 0,05$).

moins grand nombre d'interventions de ce type en 1996-1997 qu'en 1981-1982.

En Saskatchewan, le taux d'hystérectomies est demeuré assez stable et seule une légère augmentation de la proportion d'interventions pratiquées par voie vaginale a été observée.

Mot de la fin

L'effet combiné de plusieurs facteurs explique peut être les écarts importants entre les provinces au chapitre du taux d'hystérectomies, de la proportion d'interventions pratiquées par voie vaginale et de la durée moyenne de l'hospitalisation. Les auteurs qui se sont intéressés à la question classent les causes de ces différences en trois grands groupes : les facteurs liés aux médecins, la nature du système de santé et les caractéristiques des patientes.

L'incertitude des médecins quant aux indications appropriées peut être à l'origine des différences dans les taux d'hystérectomies et les types d'intervention chirurgicale^{27,29}. Par conséquent, l'importance de la variation observée pour toute intervention

chirurgicale donne vraisemblablement une idée de la discrétion qu'a le médecin de décider ou non d'y recourir. Selon une étude réalisée en 1994, les écarts interrégionaux du taux d'hystérectomies sont importants en Ontario pour les indications les plus discrétionnaires, et moins prononcés dans les cas où le diagnostic et les options thérapeutiques sont bien précisés (notamment, le cancer et le fibrome)²¹. La décision de recourir à l'hystérectomie pourrait refléter la manière de poser le diagnostic et d'exercer des médecins, leur expérience et leurs convictions quant à l'efficacité de l'opération¹⁰. À leur tour, ces facteurs peuvent dépendre du caractère récent de la formation du médecin, puisque le taux d'hystérectomies est plus faible chez les médecins diplômés récemment⁸, qui sont peut être mieux au courant des autres méthodes de traitement.

Cette étude ontarienne montre aussi que le taux d'hystérectomies a tendance à être plus faible dans les régions dotées d'hôpitaux universitaires, particulièrement dans les cas où la décision d'opérer est discrétionnaire, mais plus élevé si l'indication est

catégorique. Les hôpitaux universitaires sont généralement à l'avant-garde des connaissances médicales et ont accès à des options chirurgicales, des technologies et des méthodes thérapeutiques nouvelles qui ne sont pas encore très répandues²¹. À mesure que ces méthodes thérapeutiques de rechange deviennent plus courantes, leur utilisation a tendance à s'étendre au-delà des limites d'un établissement particulier. Donc, l'existence d'un hôpital universitaire dans une région donnée peut influencer non seulement les attitudes des médecins associés à cet hôpital, mais aussi celles des médecins de toute la région.

Un taux d'hystérectomies plus élevé a en outre été observé dans les régions peu urbanisées des États-Unis^{8,10,12,29,43}, de la Grande-Bretagne^{6,12} et de l'Australie¹⁵. Certaines variations régionales du taux d'hystérectomies observées au Canada dépendent peut-être du fait que les patientes vivent ou non dans une zone urbaine. Compte tenu des distances, les femmes qui vivent en région rurale pourraient avoir plus de difficulté à suivre un traitement de rechange prodigué par le service des consultations externes^{15,16}. Dans les cas limites, le personnel médical et la malade elle-même (afin d'éviter de devoir se déplacer régulièrement pour être suivie par le spécialiste) pourraient opter pour l'hystérectomie. Cette situation expliquerait, dans une certaine mesure, les taux assez élevés observés dans les provinces de l'Atlantique et en Saskatchewan, où un grand nombre d'habitants vivent loin des centres urbains.

Les caractéristiques de la patiente peuvent, elles aussi, influencer la décision de procéder à l'hystérectomie. L'association inverse entre le niveau de scolarité et le fait de subir l'intervention a d'ailleurs maintes fois été démontrée^{12,15,16,44,45}. D'aucuns pensent qu'on propose plus souvent un traitement médical ou une intervention chirurgicale moins radicale aux femmes dont le niveau de scolarité est élevé, ou que ces dernières choisissent plus fréquemment ces options thérapeutiques⁴⁴. Qui plus est, parce qu'elles sont peut-être plus aptes à communiquer avec les médecins⁴⁶, ces femmes discutent vraisemblablement de leurs symptômes de façon plus approfondie et sont mieux rassurées,

donc moins portées à choisir l'intervention chirurgicale⁴⁴. Par conséquent, la hausse du niveau de scolarité des femmes d'âge mûr observée ces 20 dernières années⁴⁷ pourrait avoir contribué à la baisse du taux d'hystérectomies.

La qualité de vie reste cependant la considération qui, souvent, pèse le plus sur la décision d'une patiente^{10,20}. L'hystérectomie demeure dans certains cas la solution de choix⁵. En outre, pour une large gamme d'affections, les femmes qui ont subi l'hystérectomie font part d'une amélioration prononcée de la qualité de leur vie et se disent fort satisfaites²⁹.

Le chemin qui mène à l'hystérectomie est complexe. Un certain nombre d'autres traitements précèdent parfois la décision de procéder à l'intervention. En outre, un faible taux d'hystérectomies ne signifie pas inévitablement que les normes de pratique sont meilleures^{6,11}. Malgré la tendance récente à traiter les affections gynécologiques sans recourir à l'hystérectomie, on ne peut dire qu'un taux élevé est synonyme d'hystérectomies inutiles. ●

Références

1. L.A. Bernhard, « Laser endometrial ablation: An alternative to hysterectomy », *Health Care for Women International*, 15(2), 1994, p. 123-133.
2. E.J. Thomas, « Combining medical and surgical treatment for endometriosis: the best of both worlds? », *British Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 99 (Supplément n° 7), 1992, p. 5-8.
3. A.M. Weber et M.G. Munro, « Endometrial ablation versus hysterectomy: Stop-DUB », *Medscape Women's Health*, 3(3), 1998.
4. F. Yusuf et S. Siedlecky, « Hysterectomy and endometrial ablation in New South Wales, 1981 to 1994-1995 », *Australian and New Zealand Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 37(2), 1997, p. 210-216.
5. A.R. Scialli, « Alternatives to hysterectomy for benign conditions », *International Journal of Fertility*, 3(3), 1998, p. 186-191.
6. A. Coulter, K. McPherson et M. Vessey, « Do British women undergo too many or too few hysterectomies? », *Social Science and Medicine*, 27(9), 1988, p. 987-994.

7. K.D. LaGuardia, « Hospitalization for abnormal uterine bleeding: What does this tell us about changing practices? », *Journal of Women's Health*, 6(1), 1997, p. 7-9.
8. M.G. Kramer et R.C. Reiter, « Hysterectomy: Indications, alternatives and predictors », *American Family Physician*, 5(3), 1997, p. 827-834.
9. L.A. Lepine, S.D. Hillis, P.A. Marchbanks *et al.*, « Hysterectomy surveillance—United States, 1980-1993 », *Morbidity and Mortality Weekly Report*, 46 (SS-4), 1997, p. 1-15.
10. S.E. Geller, L.R. Burns et D.J. Brailer, « The impact of nonclinical factors on practice variations: The case of hysterectomies », *Health Services Research*, 30(6), 1996, p. 729-750.
11. R.C. Dicker, M.J. Scally, J.R. Greenspan *et al.*, « Hysterectomy among women of reproductive age: Trends in the United States, 1970-1978 », *Journal of the American Medical Association*, 248(3), 1982, p. 323-327.
12. T.D. Koepsell, N.S. Weiss, D.J. Thompson *et al.*, « Prevalence of prior hysterectomy in the Seattle-Tacoma area », *American Journal of Public Health*, 70(1), 1980, p. 40-47.
13. K. McPherson, P.M. Strong, A. Epstein *et al.*, « Regional variations in the use of common surgical procedures: Within and between England and Wales, Canada and the United States of America », *Social Science and Medicine*, 15A, 1981, p. 273-288.
14. M.P. Vessey, L. Villard-Mackintosh, K. McPherson *et al.*, « The epidemiology of hysterectomy: findings in a large cohort study », *British Journal of Obstetrics and Gynecology*, 99, 1992, p. 402-407.
15. G. Santow et M. Bracher, « Correlates of hysterectomy in Australia », *Social Science and Medicine*, 34(8), 1992, p. 929-942.
16. M.J. Schofield, D.J. Hennrikus, S. Redman *et al.*, « Prevalence and characteristics of women who have had a hysterectomy in a community survey », *Australian and New Zealand Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 31(2), 1991, p. 153-158.
17. Statistique Canada, *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux* (n° 82-562F au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1993.
18. US National Center for Health Statistics, *The International Classification of Diseases, 9th Revision, Clinical Modification, Volume 3, Procedures*, Ann Arbor, Michigan: Commission on Professional and Hospital Activities, 1978.
19. Statistique Canada, Division de la statistique de la santé, Annexe – Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), *Rapports sur la santé*, 11(3), 1999, p. 125-126 (n° 82-003 au catalogue).
20. P. Armitage et G. Berry, *Statistical Methods in Medical Research, Second Edition*, Oxford, Blackwell Scientific Publications, 1987.
21. R.E. Hall et M.M. Cohen, « Variations in hysterectomy rates in Ontario: Does the indication matter? », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 151(12), 1994, p. 1713-1719.
22. J.A. Snider et J. Beauvais, « Pap smear utilization in Canada: Estimates after adjusting the eligible population for hysterectomy status », *Chronic Diseases in Canada*, 19(1), 1998, p. 19-24.
23. Statistique Canada, *Statistique annuelle des hôpitaux, 1981-1982* (n° 83-232 au catalogue), Ottawa, ministre des Approvisionnements et Services, 1984.
24. Statistique Canada, *La statistique hospitalière : rapport annuel préliminaire, 1994-1995* (n° 83-241-XPB au catalogue), Ottawa, ministère de l'Industrie, 1996.
25. E.N. Meilahn, K.A. Matthews, G. Egeland *et al.*, « Characteristics of women with hysterectomy », *Maturitas*, 11, 1989, p. 319-329.
26. K.H. Kjerulff, B.A. Erickson et P.W. Langenberg, « Chronic gynecological conditions reported by US women: Findings from the National Health Interview Survey, 1984 to 1992 », *American Journal of Public Health*, 86(2), 1996, p. 195-199.
27. K.J. Carlson, B.A. Miller et F.J. Fowler, « The Maine Women's Health Study: I. Outcomes of hysterectomy », *Obstetrics and Gynecology*, 83(4), 1994, p. 556-565.
28. K.H. Kjerulff, G.M. Guzinski, P.W. Langenberg *et al.*, « Hysterectomy: An examination of a common surgical procedure », *Journal of Women's Health*, 1(2), 1992, p. 141-147.
29. K.J. Carlson, D.H. Nichols et I. Schiff, « Indications for hysterectomy », *The New England Journal of Medicine*, 328(12), 1993, p. 856-860.
30. M.J. Schofield, A. Bennett, S. Redman *et al.*, « Self-reported long-term outcomes of hysterectomy », *British Journal of Obstetrics and Gynecology*, 98, 1991, p. 1129-1136.
31. M.M. Ryan, « Hysterectomy: social and psychosexual aspects », *Ballière's Clinical Obstetrics and Gynaecology*, 11(1), 1997, p. 23-36.
32. Comité de gynécologie de La Société des obstétriciens et gynécologues du Canada, *Directives cliniques sur l'hystérectomie*, Ottawa, La Société des obstétriciens et gynécologues du Canada, 1996.
33. E. Vayda, J.F. Gentlemen, M.N. Walsh *et al.*, « Hysterectomy rates by diagnosis: Variation among Canadian Census Divisions », *Journal of the Society of Obstetricians and Gynaecologists of Canada*, 1996, 18(4), p. 12-18.
34. J. Lomas, G. Anderson, K. Domnick-Pierre *et al.*, « Do practice guidelines guide practice? *The New England Journal of Medicine*, 321(19), 1989, p. 1306-1311.
35. P. Allard et L. Rochette, « The descriptive epidemiology of hysterectomy, province of Québec, 1981-1988 », *Annals of Epidemiology*, 1(6), 1991, p. 541-549.
36. F.J. Dyck, F.A. Murphy, J.K. Murphy *et al.*, « Effect of surveillance on the number of hysterectomies in the province of Saskatchewan », *The New England Journal of Medicine*, 296(21), 1977, p. 1326-1328.
37. R.L. (Jr) Summit, T.G. Stovall, J.F. Steege *et al.*, « A multicenter randomized comparison of laparoscopically assisted vaginal hysterectomy and abdominal hysterectomy in abdominal hysterectomy candidates », *Obstetrics and Gynecology*, 92(3), 1998, p. 321-326.
38. S.B. Ransom, S.G. McNeeley, C. White *et al.*, « A cost analysis of endometrial ablation, abdominal hysterectomy, vaginal hysterectomy, and laparoscopic-assisted vaginal hysterectomy in the treatment of primary menorrhagia », *The Journal of the American Association of Gynecologic Laparoscopists*, 4(1), 1996, p. 29-32.

39. M.M. Cohen et W. Young, « Costs of hysterectomy: Does surgical approach make a difference? », *Journal of Women's Health*, 7(7), 1998, p. 885-892.
40. P. Tully et E. Saint-Pierre, « La rationalisation dans les hôpitaux canadiens, 1986-1987 à 1994-1995 », *Rapports sur la santé*, 8(4), 1997, p. 35-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
41. P.A. van Keep, D. Wildemeersch et P. Lehert, « Hysterectomy in six European countries », *Maturitas*, 5, 1983, p. 69-75.
42. E.S. Sills, J. Saini, C.A. Steiner *et al.*, « Abdominal hysterectomy practice patterns in the United States », *International Journal of Gynecology and Obstetrics*, 63, 1998, p. 277-283.
43. D. Kritz-Silverstein, D.L. Wingard, E. Barrett-Connor *et al.*, « Hysterectomy, oophorectomy and depression in older women », *Journal of Women's Health*, 3(4), 1994, p. 255-263.
44. D. Kuh et S. Stirling, « Socioeconomic variation in admission for diseases of female genital system and breast in a national cohort aged 15-43 », *British Medical Journal*, 311, 1995, p. 840-843.
45. D. Dharmalingam, I. Pool et J. Dickson, « Biosocial determinants of hysterectomy in New Zealand », *American Journal of Public Health*, 90(9), 2000, p. 1455-1458.
46. S. Wilcox, L.M. Koonin, R. Pokras *et al.*, « Hysterectomy in the United States, 1988-1990 », *Obstetrics and Gynecology*, 83(4), 1994, p. 549-555.
47. J. Chen et W.J. Millar, « Les générations récentes sont-elles en meilleure santé? », *Rapports sur la santé*, 11(4), 2000, p. 9-26 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

Annexe

Tableau A

Radiations des registres hospitaliers après une hystérectomie et taux comparatifs, femmes de 35 ans et plus, Canada et provinces, 1981-1982 à 1996-1997

	Canada	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Nombre de radiations											
1981-1982	46 614	974	208	1 638	1 337	14 819	16 060	1 713	1 414	3 332	5 119
1982-1983	47 631	1 099	247	1 729	1 329	14 750	16 333	1 647	1 526	3 935	5 036
1983-1984	49 089	1 198	291	1 729	1 405	15 206	16 546	1 745	1 512	4 015	5 442
1984-1985	49 083	1 150	221	1 780	1 474	14 654	16 705	1 947	1 574	4 195	5 383
1985-1986	50 205	1 180	232	1 823	1 463	14 631	17 270	1 896	1 576	4 364	5 770
1986-1987	50 557	1 342	254	1 866	1 554	14 031	17 557	1 919	1 685	4 613	5 736
1987-1988	51 553	1 466	247	1 911	1 617	13 748	18 551	1 957	1 723	4 256	6 077
1988-1989	50 082	1 311	219	1 952	1 627	13 019	18 253	1 817	1 788	4 414	5 682
1989-1990	48 352	1 212	217	1 965	1 600	12 461	17 717	1 898	1 765	4 164	5 353
1990-1991	50 067	1 183	208	1 873	1 592	12 946	18 793	1 701	1 459	4 235	6 077
1991-1992	51 600	1 262	188	2 015	1 633	13 066	19 137	1 990	1 750	4 461	6 098
1992-1993	50 921	1 225	203	1 977	1 660	12 992	18 806	1 854	1 808	4 564	5 832
1993-1994	48 999	1 208	273	1 939	1 654	12 788	17 646	1 788	1 610	4 372	5 721
1994-1995	48 560	1 097	273	1 890	1 688	13 024	17 545	1 696	1 574	4 181	5 592
1995-1996	49 939	1 107	249	1 862	1 672	13 186	18 064	1 829	1 690	4 234	6 046
1996-1997	48 572	1 310	246	1 720	1 704	12 147	17 849	1 809	1 791	4 071	5 925
Taux comparatif pour 100 000 femmes											
1981-1982	937	1 018	932	1 000	1 033	1 084 [†]	869 [†]	818	771 [†]	835 [†]	894
1982-1983	927	1 115	1 042	1 017	987	1 050	857	775	820	933	848
1983-1984	927	1 168	1 208	981	1 009	1 057	842	801	795	918	884
1984-1985	903	1 087	867	982	1 025	995	827	883	820	934	842
1985-1986	900	1 078	901	985	992	970	834	845	800	945	879
1986-1987	883	1 193	958	986	1 028	908	827	836	851	967	848
1987-1988	873	1 265	912	981	1 034	866	844	827	849	870	867
1988-1989	824	1 107	793	978	1 012	800	803	758	870	875	780
1989-1990	767	993	751	955	966	742	751	774	840	793	702
1990-1991	769	944	700	885	928	748	771	680	665	775	762
1991-1992	769	973	622	921	925	736	762	777	798	782	734
1992-1993	737	922	654	884	921	714	728	711	813	770	674
1993-1994	688	888	860	844	895	685	664	668	706	712	632
1994-1995	663	796	845	805	894	682	641	622	679	656	591
1995-1996	663	789	747	775	869	676	641	657	710	643	613
1996-1997	628	917 [†]	721	700	869 [†]	612	616	639	733	597	579

Sources des données : Statistique Canada, Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1994-1995; Institut canadien d'information sur la santé, 1995-1996 et 1996-1997.

Nota : Les données correspondent aux codes 80.2 à 80.7 de la CCA. Chiffres corrigés pour tenir compte de la structure par âge de la population féminine de 35 ans et plus en 1996. La diminution du taux d'hystérectomies de 1981-1982 à 1996-1997 est significative dans toutes les provinces.

† Valeur significativement différente de la valeur nationale pour l'année pertinente ($p \leq 0,05$).

Tableau B

Radiations des registres hospitaliers, selon le type d'hystérectomie, femmes de 35 ans et plus, Canada et provinces, 1981-1982 à 1996-1997

	Canada	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Voie abdominale (CCA, 80.2 et 80.3)											
1981-1982	36 016	717	125	978	865	12 155	12 547	1 338	1 043	2 728	3 520
1982-1983	37 166	843	136	1 061	857	12 193	12 920	1 269	1 139	3 189	3 559
1983-1984	38 132	903	182	1 041	931	12 433	13 098	1 388	1 151	3 213	3 792
1984-1985	38 874	885	148	1 125	969	12 158	13 445	1 601	1 227	3 461	3 855
1985-1986	39 875	921	141	1 158	998	12 222	14 013	1 541	1 179	3 511	4 191
1986-1987	39 992	1 042	145	1 206	976	11 681	14 185	1 539	1 317	3 707	4 194
1987-1988	40 426	1 163	147	1 261	1 017	11 210	14 951	1 547	1 326	3 414	4 390
1988-1989	39 341	1 019	119	1 294	1 115	10 510	14 707	1 472	1 434	3 516	4 155
1989-1990	37 759	908	144	1 288	1 076	10 037	14 161	1 528	1 372	3 367	3 878
1990-1991	38 779	925	124	1 214	1 042	10 197	15 041	1 350	1 082	3 377	4 427
1991-1992	39 917	956	124	1 326	1 124	10 263	15 278	1 533	1 380	3 509	4 424
1992-1993	38 103	864	138	1 342	1 125	9 610	14 604	1 437	1 361	3 538	4 084
1993-1994	34 820	872	189	1 224	1 116	9 052	12 864	1 358	1 133	3 063	3 949
1994-1995	33 278	778	144	1 252	1 059	8 776	12 490	1 294	1 104	2 737	3 644
1995-1996	33 535	772	125	1 196	1 063	8 795	12 393	1 321	1 183	2 794	3 893
1996-1997	32 703	873	126	1 120	1 036	7 941	12 530	1 251	1 259	2 715	3 852
Voie vaginale (CCA, 80.4)											
1981-1982	10 070	247	81	649	469	2 386	3 325	369	366	594	1 584
1982-1983	9 899	252	111	656	467	2 221	3 248	361	383	731	1 469
1983-1984	10 341	284	109	662	471	2 461	3 250	342	354	785	1 623
1984-1985	9 779	259	73	636	500	2 323	3 111	332	334	713	1 498
1985-1986	9 874	247	91	635	463	2 249	3 073	341	383	834	1 558
1986-1987	10 095	293	109	639	575	2 155	3 207	364	356	884	1 513
1987-1988	10 620	283	100	633	596	2 309	3 446	393	377	827	1 656
1988-1989	10 203	276	100	631	504	2 300	3 361	325	338	870	1 498
1989-1990	10 138	287	71	654	521	2 266	3 387	346	383	774	1 449
1990-1991	10 807	242	83	632	545	2 596	3 579	327	359	823	1 621
1991-1992	11 182	286	64	665	503	2 657	3 663	439	361	920	1 624
1992-1993	12 308	351	65	608	530	3 237	3 983	399	428	1 003	1 704
1993-1994	13 670	322	82	683	532	3 577	4 587	413	463	1 284	1 727
1994-1995	14 782	308	129	609	623	4 109	4 850	385	451	1 425	1 893
1995-1996	15 940	318	124	640	604	4 247	5 494	487	488	1 419	2 119
1996-1997	15 373	415	119	584	663	4 045	5 132	543	517	1 332	2 023

Sources des données : Statistique Canada, Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1994-1995; Institut canadien d'information sur la santé, 1995-1996 et 1996-1997

Tableau C

Nombre de jours d'hospitalisation et durée moyenne de l'hospitalisation pour une hystérectomie, femmes de 35 ans et plus, Canada et provinces, 1981-1982 à 1996-1997

	Canada	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Nombre de jours											
1981-1982	450 533	9 422	1 822	16 159	13 035	145 268	159 193	17 284	14 615	31 014	42 721
1982-1983	448 391	9 928	2 148	17 001	13 046	141 348	156 963	16 384	15 920	35 511	40 142
1983-1984	451 687	11 054	2 538	16 367	13 138	142 874	155 508	16 512	15 060	35 926	42 710
1984-1985	446 299	10 508	1 891	16 376	13 869	136 584	154 247	18 653	15 560	36 695	41 916
1985-1986	446 580	9 875	2 146	16 266	13 165	135 899	155 211	17 624	15 312	37 297	43 785
1986-1987	440 862	10 895	2 194	16 100	13 662	128 897	153 870	17 853	16 115	38 754	42 522
1987-1988	436 229	11 539	2 075	15 988	14 345	124 022	157 977	16 557	15 669	33 714	44 343
1988-1989	416 140	10 557	1 814	16 236	13 483	115 733	151 513	16 462	15 205	34 695	40 442
1989-1990	391 140	9 966	1 981	15 774	12 653	109 072	140 965	16 488	14 625	32 162	37 454
1990-1991	394 873	9 632	1 697	14 812	12 711	113 790	143 932	13 718	11 917	31 132	41 532
1991-1992	399 649	9 386	1 567	15 383	12 136	123 293	136 900	16 492	13 634	30 787	40 071
1992-1993	358 914	8 802	1 571	14 062	11 933	111 041	120 344	13 878	12 245	28 377	36 661
1993-1994	313 331	7 555	1 824	12 900	11 227	102 930	100 079	11 179	9 727	22 013	33 897
1994-1995	284 555	6 803	1 835	10 553	9 806	100 153	91 064	9 728	8 466	17 197	28 950
1995-1996	268 527	6 078	1 572	9 324	9 048	92 135	86 333	10 943	8 734	16 606	27 754
1996-1997	234 132	6 698	1 401	7 861	8 072	70 765	80 032	8 841	9 074	15 410	25 978
Nombre moyen de jours											
1981-1982	9,7	9,7	8,8	9,9	9,7	9,8	9,9	10,1	10,3	9,3	8,3
1982-1983	9,4	9,0	8,7	9,8	9,8	9,6	9,6	9,9	10,4	9,0	8,0
1983-1984	9,2	9,2	8,7	9,5	9,4	9,4	9,4	9,5	10,0	8,9	7,8
1984-1985	9,1	9,1	8,6	9,2	9,4	9,3	9,2	9,6	9,9	8,7	7,8
1985-1986	8,9	8,4	9,3	8,9	9,0	9,3	9,0	9,3	9,7	8,5	7,6
1986-1987	8,7	8,1	8,6	8,6	8,8	9,2	8,8	9,3	9,6	8,4	7,4
1987-1988	8,5	7,9	8,4	8,4	8,9	9,0	8,5	8,5	9,1	7,9	7,3
1988-1989	8,3	8,1	8,3	8,3	8,3	8,9	8,3	9,1	8,5	7,9	7,1
1989-1990	8,1	8,2	9,1	8,0	7,9	8,8	8,0	8,7	8,3	7,7	7,0
1990-1991	7,9	8,1	8,2	7,9	8,0	8,8	7,7	8,1	8,2	7,4	6,8
1991-1992	7,7	7,4	8,3	7,6	7,4	9,4	7,2	8,3	7,8	6,9	6,6
1992-1993	7,0	7,2	7,7	7,1	7,2	8,5	6,4	7,5	6,8	6,2	6,3
1993-1994	6,4	6,3	6,7	6,7	6,8	8,0	5,7	6,3	6,0	5,0	5,9
1994-1995	5,9	6,2	6,7	5,6	5,8	7,7	5,2	5,7	5,4	4,1	5,2
1995-1996	5,4	5,5	6,3	5,0	5,4	7,0	4,8	6,0	5,2	3,9	4,6
1996-1997	4,8	5,1	5,7	4,6	4,7	5,8	4,5	4,9	5,1	3,8	4,4

Sources des données : Statistique Canada, Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1994-1995; Institut canadien d'information sur la santé, 1995-1996 et 1996-1997

Nota : Les données correspondent aux codes 80.2 à 80.7 de la CCA.

Tableau D

Durée moyenne de l'hospitalisation, selon le type d'hystérectomie, femmes de 35 ans et plus, Canada et provinces, 1981-1982 à 1996-1997

	Canada	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
	Nombre moyen de jours										
Voie abdominale (CCA, 80.2 et 80.3)											
1981-1982	9,5	9,3	8,6	10,5	9,6	9,6	9,7	10,0	10,1	9,0	8,3
1982-1983	9,2	8,8	8,8	10,5	9,5	9,4	9,4	9,6	10,2	8,7	7,9
1983-1984	9,0	9,0	8,5	9,8	9,4	9,2	9,2	9,2	9,6	8,6	7,8
1984-1985	8,9	8,9	8,6	9,6	9,3	9,1	9,0	9,1	9,6	8,4	7,7
1985-1986	8,7	8,2	9,7	9,2	9,2	9,1	8,8	9,0	9,3	8,3	7,6
1986-1987	8,5	7,8	9,1	9,0	9,1	8,9	8,6	8,5	9,3	8,2	7,3
1987-1988	8,4	7,7	9,0	8,9	9,5	8,8	8,4	8,3	8,8	7,7	7,3
1988-1989	8,2	7,9	8,4	8,6	8,4	8,7	8,1	8,9	8,3	7,6	7,2
1989-1990	8,0	7,9	9,5	8,3	8,1	8,5	7,8	8,6	8,1	7,6	7,0
1990-1991	7,8	8,0	8,5	8,2	8,1	8,6	7,5	7,9	7,9	7,2	6,8
1991-1992	7,6	7,2	9,0	7,7	7,6	9,0	7,0	7,7	7,7	6,8	6,7
1992-1993	7,0	7,1	8,1	7,5	7,4	8,5	6,3	7,4	6,7	6,2	6,3
1993-1994	6,5	6,4	6,7	7,0	7,1	8,2	5,8	6,2	6,3	5,3	6,0
1994-1995	6,1	6,4	7,3	5,9	6,4	7,9	5,4	5,8	5,5	4,5	5,4
1995-1996	5,6	5,6	7,3	5,4	5,9	7,2	5,0	6,3	5,5	4,3	4,9
1996-1997	5,1	5,3	6,5	5,0	5,2	6,0	4,7	5,1	5,2	4,1	4,7
Voie vaginale (CCA, 80.4)											
1981-1982	9,9	10,3	8,3	8,7	9,8	10,7	10,1	10,3	10,9	10,2	8,4
1982-1983	9,7	9,6	8,6	8,4	10,3	10,4	9,8	10,5	10,9	10,1	8,1
1983-1984	9,4	9,7	9,1	8,2	9,2	10,2	9,8	9,5	11,0	9,9	7,7
1984-1985	9,4	9,8	8,5	7,9	9,3	10,1	9,6	10,9	10,9	10,0	7,6
1985-1986	9,1	8,7	8,6	7,7	8,5	10,1	9,1	9,8	10,9	9,4	7,5
1986-1987	9,0	8,9	8,1	7,4	8,1	10,4	8,9	11,4	10,5	9,0	7,3
1987-1988	8,4	7,9	7,6	6,9	7,8	9,5	8,5	8,8	9,9	8,6	7,1
1988-1989	8,4	8,2	8,1	6,9	7,7	9,3	8,6	9,2	9,0	8,8	6,9
1989-1990	8,2	8,5	8,1	7,1	7,4	9,4	8,1	8,8	8,7	8,0	6,8
1990-1991	7,9	8,0	7,6	6,6	7,6	9,2	7,7	8,2	8,6	7,8	6,7
1991-1992	8,1	7,3	7,1	7,0	7,0	10,7	7,4	10,0	7,9	7,1	6,2
1992-1993	6,8	7,0	6,9	5,8	6,6	8,3	6,1	7,4	6,5	6,2	5,9
1993-1994	5,8	5,8	6,6	5,7	5,9	7,5	5,0	6,2	5,3	4,3	5,6
1994-1995	5,1	5,7	6,1	4,5	4,8	6,9	4,3	5,4	4,9	3,2	4,5
1995-1996	4,7	5,0	5,3	4,1	4,5	6,5	4,0	4,8	4,2	3,0	4,0
1996-1997	4,1	4,4	4,8	3,6	4,0	5,2	3,8	4,3	4,3	3,0	3,7

Sources des données : Statistique Canada, Fichier de données sur la morbidité hospitalière, 1981-1982 à 1994-1995; Institut canadien d'information sur la santé, 1995-1996 et 1996-1997

Migraine

Heather Gilmour et Kathryn Wilkins

Résumé

Objectifs

Le présent article fournit des estimations de la prévalence et de l'incidence de la migraine chez les Canadiens de 12 ans et plus. Il analyse en outre les associations avec certains facteurs sociodémographiques et diverses caractéristiques de la santé. Enfin, il examine certains indicateurs de la santé ainsi que la consommation de médicaments et l'utilisation des soins de santé, de même que les attitudes, en comparant les migraineux et les non-migraineux.

Sources des données

Les résultats se fondent sur les composantes transversale et longitudinale des ménages des trois premiers cycles (1994-1995, 1996-1997 et 1997-1998) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada. L'information sur l'hospitalisation est tirée de la Base de données sur la morbidité hospitalière tenue à jour par l'Institut canadien d'information sur la santé.

Techniques d'analyse

Les estimations de la prévalence et de l'incidence de la migraine ont été établies par recoupements. Les associations de la migraine avec différents facteurs ont été analysées grâce à des modèles de régression logistique généralisée.

Principaux résultats

En 1998-1999, la prévalence de la migraine était plus élevée chez les femmes, les 25 à 54 ans, les Blancs et les membres des ménages à faible revenu. La cote exprimant le risque d'obtenir un diagnostic de migraine était particulièrement élevée chez les femmes souffrant déjà de sinusite, de bronchite ou d'emphysème comparativement à celles qui n'en souffraient pas. Chez les hommes, la cote exprimant la possibilité d'un tel risque était associée à la présence d'arthrite ou de rhumatisme déjà diagnostiqués.

Mots-clés

Comorbidité, maux de tête, études longitudinales

Auteurs

Heather Gilmour (613-951-1679; gilmhea@statcan.ca) et Kathryn Wilkins (613-951-1769; wilkkat@statcan.ca) travaillent à la Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Un nombre de Canadiens souffrent de maux de tête récurrents et potentiellement aigus communément appelés « migraine » (voir *Qu'est-ce que la migraine?*). L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) a révélé que quelque 8 % des Canadiens de 12 ans et plus — près de deux millions — ont été diagnostiqués comme migraineux.

Selon des études antérieures, la migraine a de grandes répercussions sur la productivité et sur le style de vie¹⁻⁷. Elle peut faire perdre des jours de travail, saper le rendement, limiter les activités et perturber les relations. En outre, les coûts directs des consultations médicales, des visites aux urgences et des traitements pharmaceutiques liés à la migraine sont considérables. La migraine serait aussi à l'origine de la perte de sept millions de jours de travail par an au Canada⁸. Une étude américaine récente estime que les migraineux sont alités 112 millions de jours par an, ce qui coûte 13 milliards de dollars (U.S.) aux employeurs, en raison des jours de travail manqués et d'un rendement déficient au travail, sans compter le milliard de dollars de coûts directs qu'entraînent les soins médicaux⁶. (Les coûts directs comprennent ceux qui sont associés aux consultations médicales et aux médicaments⁶.) Cela dit, et bien que l'impact de la migraine soit appréciable, l'étendue et l'importance de ce problème de santé chez les Canadiens restent bien peu connues.

Sources des données

La présente analyse est basée sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), pondérée pour représenter la population des 10 provinces du Canada. Lancée en 1994-1995, l'ENSP est conçue pour recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population canadienne. Elle couvre la population à domicile et les personnes qui vivent en établissement de santé dans les provinces et les territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes et les bases des Forces canadiennes ainsi que dans certaines régions éloignées. L'ENSP compte une composante transversale et une composante longitudinale. Les personnes qui font partie du panel longitudinal seront suivies pendant une période allant jusqu'à 20 ans.

Échantillon transversal : Les échantillons transversaux du 1^{er} et du 2^e cycles (1994-1995 et 1996-1997) sont composés des participants du panel longitudinal et des autres membres de leur ménage ainsi que des personnes sélectionnées dans les échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage additionnelles), dans certaines provinces. En 1994-1995, la grande majorité des interviews ont été faites en personne, mais la plupart de celles de 1996-1997 étaient téléphoniques, les personnes membres des échantillons supplémentaires ayant été sélectionnées par composition aléatoire. L'échantillon transversal de 1998-1999 (3^e cycle) était essentiellement composé des membres du panel longitudinal et des personnes habitant avec eux. Dans ce cas aussi, la plupart des interviews étaient téléphoniques. Bien qu'aucune unité d'échantillonnage additionnelle n'ait été ajoutée à l'échantillon du 3^e cycle, les enfants nés en 1995 ou après et les immigrants arrivés au Canada après 1994 ont été ajoutés à l'échantillon par sélection aléatoire, pour en maintenir la représentativité. En outre, pour remplacer la partie de l'échantillon perdue par attrition, on a communiqué avec des personnes des ménages qui faisaient partie de l'échantillon original, mais dont les membres n'avaient pas répondu en 1994-1995, pour leur demander de participer en 1998-1999.

Les données sociodémographiques et certaines données sur la santé obtenues pour chaque membre des ménages participants figurent dans le Fichier général. Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé recueillis pour une personne sélectionnée au hasard dans chaque ménage participant, ainsi que les autres renseignements sur la santé de cette personne qui figurent aussi dans le Fichier général.

Dans les ménages des échantillons additionnels de la composante transversale, une personne bien informée a été invitée à fournir des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé de chacun des membres du ménage, pour les verser dans le Fichier général. Dans chaque ménage participant, une personne — pas nécessairement la personne bien informée en question — a en outre été sélectionnée pour fournir des renseignements détaillés sur sa santé; ces renseignements ont été versés dans le Fichier santé.

Dans le cas des membres du panel longitudinal du 2^e et du 3^e cycles (1996-1997 et 1998-1999), la personne qui fournissait les

renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé était celle qui avait été sélectionnée au hasard dans le ménage pour le 1^{er} cycle (1994-1995); cette même personne fournissait habituellement les renseignements sur la santé de chaque membre de son ménage pour le 2^e et 3^e cycles. Dans le cas des ménages ajoutés à l'échantillon transversal pour l'enquête 1998-1999 (immigrants, jeunes enfants et membres des ménages n'ayant pas participé au 1^{er} cycle), la personne sélectionnée au hasard pour donner des renseignements détaillés la concernant était aussi la personne qui fournissait des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général.

L'échantillon de 1994-1995 de la composante des ménages couvrant les 10 provinces et les territoires comptait 27 263 ménages, dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. Après l'application d'un tri de sélection pour assurer la représentativité de l'échantillon, le champ d'observation comprenait encore 20 725 ménages. Dans 18 342 d'entre eux, la personne sélectionnée au hasard avait 12 ans et plus. De ces personnes, 17 626 ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé, ce qui représente un taux de réponse de 96,1 %.

En 1996-1997, le taux de réponse global pour la population à domicile était de 82,6 %. Le taux de réponse des personnes de 2 ans et plus sélectionnées au hasard dans ces ménages s'élevait à 95,6 %. Enfin, le taux de réponse des participants de 0 an et plus sélectionnés au hasard atteignait 98,5 %.

Échantillon longitudinal : Sur 17 626 personnes sélectionnées au hasard en 1994-1995, 14 786 satisfaisaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal, de même que 468 personnes au sujet desquelles on a recueilli uniquement des renseignements généraux. En outre, 2 022 des 2 383 personnes de moins de 12 ans sélectionnées au hasard satisfaisaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal. Ainsi, 17 276 personnes remplissaient les conditions pour être réinterviewées en 1996-1997, et 16 677 d'entre elles vivaient encore en 1998-1999. On a obtenu un taux de réponse de 93,6 % pour les membres du panel longitudinal en 1996-1997, et un taux de réponse de 88,9 % pour la totalité du panel en 1998-1999. Des 16 168 membres du panel longitudinal ayant participé à l'enquête en 1996-1997, 15 670 ont fourni des renseignements complets, c'est-à-dire des renseignements généraux et des renseignements détaillés sur leur santé pour les deux cycles de l'enquête, compte tenu des décès ou des placements en établissement. Pour 1998-1999, le nombre correspondant s'élevait à 14 619 personnes. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP sont décrits de façon plus détaillée dans les rapports déjà publiés^{9,10}.

Les données sur les radiations des registres des hôpitaux pour des cas de migraine ont été tirées de la Base de données sur la morbidité hospitalière pour 1997-1998. Cette base de données est tenue à jour par l'Institut canadien d'information sur la santé. Les données en question sont tirées du formulaire de radiation que les hôpitaux canadiens remplissent à la fin du séjour de chacun de leurs patients.

Le présent article étudie la prévalence de la migraine au Canada. Il se fonde sur les données transversales de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1998-1999. De plus, les données longitudinales de tous les membres de l'échantillon pour les trois cycles, soit de 1994-1995 à 1998-1999, offrent ici l'occasion unique d'estimer l'incidence de la migraine et d'identifier les facteurs qui y sont associés (voir *Sources des données, Techniques d'analyse, Limites* et les *Définitions supplémentaires* en annexe).

La migraine est diagnostiquée chez une personne sur douze

Selon l'ENSP de 1998-1999, quelque deux millions de Canadiens de 12 ans et plus ont été diagnostiqués comme souffrant de migraine (tableau 1). À cet égard, un nombre beaucoup plus élevé — plus de trois millions — avait été signalé dans des études canadiennes antérieures^{8,11}. Cet écart tient vraisemblablement aux différences de définition de la migraine (voir *Définition de la migraine dans l'ENSP*). Dans l'ENSP, on demande aux participants s'ils ont

eu des migraines diagnostiquées, tandis que, dans les autres études, on définit la migraine en posant aux participants des questions sur un ensemble spécifique de symptômes identifiés par l'*International Headache Society*¹². Par exemple, on a pu leur demander dans ces études si leurs maux de tête étaient ressentis d'un seul côté de la tête, s'ils étaient lancinants ou accompagnés de nausées, de vomissements ou de sensibilité à la lumière ou au bruit. Étant donné que de nombreux migraineux ne sont jamais effectivement diagnostiqués comme tels^{1,13-15}, les données de l'ENSP sous-estiment vraisemblablement la prévalence de la migraine.

Un mal plus répandu chez les femmes

Les estimations de l'ENSP de 1998-1999 montrent que la migraine est trois fois plus répandue chez les femmes (11,7 %) que chez les hommes (3,8 %) (tableau 1). La prévalence plus élevée de la migraine chez les femmes a été bien établie dans des études sur la population au Canada^{8,11}, aux États-Unis^{2,13,16} et dans d'autres pays^{5,14,17-22}. Les fluctuations hormonales que vivent les femmes dans le contexte

Techniques d'analyse

Le croisement des données des fichiers transversaux de la santé de tous les trois cycles de l'ENSP a permis d'estimer la prévalence de la migraine dans la population à domicile de 12 ans et plus. Les données longitudinales du Fichier santé ont, pour leur part, servi à estimer l'incidence. Ainsi, des personnes qui n'avaient pas été diagnostiquées comme migraineuses au cours du 1^{er} cycle (1994-1995), mais qui l'avaient été dans le 2^e et/ou dans le 3^e cycle (1996-1997 et/ou 1998-1999), ont été considérées comme ayant effectivement souffert de migraine.

Les femmes vivant dans un ménage avec un enfant de moins de 1 an étaient exclues de l'analyse des séjours d'au moins 24 heures à l'hôpital, puisqu'il était probable qu'elles aient dû y rester pour accoucher.

La régression logistique généralisée a servi à modéliser la relation entre l'incidence de l'autodéclaration du diagnostic de migraine par un médecin avec divers facteurs sociodémographiques et d'autres facteurs de la santé. Les personnes ayant dit qu'on n'avait pas diagnostiqué leur migraine au cours du 1^{er} cycle ont été considérées comme à risque de devenir migraineuses. Les problèmes de santé

chroniques dont la prévalence était nettement plus élevée chez les migraineux que chez les non-migraineux dans l'un ou l'autre des trois cycles transversaux de l'ENSP ont été inclus dans le modèle. Une variable a en outre été incluse dans le modèle pour tenir compte des données manquantes sur le revenu des ménages pour les deux sexes, mais celle-ci en a été retirée pour l'étude de chaque sexe de façon distincte en raison du petit nombre de répondants. Le niveau de scolarité n'a pas été inclus dans le modèle, puisque les personnes des groupes d'âge les moins avancés n'auraient pas encore atteint leur plus haut niveau de scolarité. (Les relations ne changeaient pas lorsqu'on incluait les niveaux de scolarité dans le modèle.)

Toutes les estimations basées sur les données transversales de l'ENSP ont été pondérées afin d'être représentatives de la population du Canada à la date de chaque cycle d'enquête. Les estimations basées sur les données longitudinales ont aussi été pondérées pour qu'elles soient représentatives de la population du Canada en 1994. Pour tenir compte des effets du plan de sondage, les erreurs-types et les coefficients de variation ont été estimés selon la méthode *bootstrap*²³⁻²⁵.

de la menstruation, de l'utilisation de contraceptifs oraux, de la grossesse, de la ménopause et de l'hormonothérapie substitutive semblent influencer sur la prévalence de la migraine²⁶. Néanmoins, le ratio des migraineuses aux migraineux reste élevé même dans les groupes d'âge plus avancé, ce qui laisse entendre que d'autres facteurs encore non identifiés pourraient expliquer la plus forte prévalence de la migraine chez les femmes (graphique 1)¹³.

Contrairement à la majorité des problèmes chroniques, qui sont plus courants dans la vieillesse, la migraine touche le plus souvent les adultes, de la jeunesse à l'âge mûr (de 25 à 54 ans).

L'hérédité compte

Bien que la migraine tende à être plus répandue dans certaines familles que dans d'autres, un gène a été identifié comme étant associé à la migraine dans un seul cas rare, soit celui de l'hémiplégie familiale²⁷⁻²⁹. Des facteurs génétiques pourraient, selon certains chercheurs, être partiellement responsables d'un déséquilibre biochimique rendant certains individus plus vulnérables à la migraine quand ils sont exposés à différents déclencheurs (voir *Qu'est-ce que la migraine?*)^{27,30}.

Les données de l'ENSP de 1998-1999 révèlent une proportion nettement plus élevée de diagnostics

Définition de la migraine dans l'ENSP

Pour établir l'existence de problèmes de santé chroniques, dont la *migraine*, les participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) se sont vu demander s'ils avaient eu « un problème de santé de longue durée, c'est-à-dire qui a duré ou qui devrait durer six mois ou plus et qui a été diagnostiqué par un professionnel de la santé » (voir *Limites*). Outre la migraine, les problèmes de santé chroniques dont il est question dans la présente étude sont les allergies alimentaires, les autres allergies, l'asthme, l'arthrite ou le rhumatisme, les maux de dos autres que ceux dus à l'arthrite, l'hypertension, la bronchite ou l'emphysème, la sinusite, les ulcères d'estomac ou intestinaux, le diabète, l'épilepsie, les maladies cardiaques, le cancer, les troubles dus à un accident cérébrovasculaire et l'incontinence urinaire. Seuls les troubles qui ont été associés de façon significative à la migraine dans les analyses à deux variables figurent dans les tableaux 4, 6 et D.

Dans le 2^e et 3^e cycles, des questions de suivi ont été posées lorsque la réponse à la question « Faites-vous des migraines? » ne concordait pas avec la réponse à la même question au cycle précédent. Par exemple, quand la personne avait répondu « Non » à cette question dans le 1^{er} cycle, mais qu'elle y avait répondu « Oui » dans le 2^e cycle, on lui demandait « Quand a-t-on diagnostiqué ce problème? » Si la date mentionnée était antérieure à celle de l'interview précédente, on demandait à la personne : « Donc, vous faisiez des migraines avant la dernière interview? » Par contre, si elle avait dit « Oui » au 1^{er} cycle, puis « Non » au 2^e cycle, on lui posait la question suivante : « Au cours de notre dernière interview [...], on a indiqué que vous faisiez des migraines, mais pas cette fois-ci. Ce problème a-t-il disparu depuis la dernière interview? »

Les participants pouvaient confirmer qu'ils avaient cessé de faire des migraines, ou déclarer qu'il y avait eu erreur dans leurs réponses au 1^{er} cycle et qu'ils n'avaient jamais fait de migraines. L'analyse longitudinale tient ici compte des réponses à ces questions de suivi afin de déterminer le nombre de personnes qui faisaient des migraines au 1^{er} et au 2^e cycles. Plus précisément, les participants ayant déclaré faire des migraines au cycle précédent même quand ils avaient répondu « Non » à ce moment-là étaient considérés comme des migraineux. Inversement, ceux qui avaient répondu « Oui » au cycle précédent en déclarant n'avoir jamais fait de migraines à un cycle ultérieur n'étaient pas considérés comme des migraineux.

Il se peut que ces réponses inconséquentes d'un cycle à l'autre soient dues au fait qu'une autre personne avait fourni les renseignements concernant la personne sélectionnée au cours du 1^{er} cycle, alors que la personne sélectionnée avait elle-même été interviewée directement dans les cycles suivants³¹. Les participants peuvent en outre ne pas avoir clairement compris la question dans un des cycles. Par ailleurs, des personnes n'ayant jamais eu un diagnostic de migraine peuvent avoir consulté un médecin entre deux cycles de l'enquête et obtenu leur diagnostic à ce moment-là. Les questions de suivi ont permis de constater que plus de participants disaient avoir fait des migraines au cours du cycle précédent qu'il n'y en avait disant n'avoir jamais fait de migraines. Ainsi, la correction des réponses en se fondant sur les questions de suivi a pour effet net d'augmenter la prévalence de la migraine dans le 1^{er} cycle et, partant, entraîne une baisse du nombre de nouveaux cas.

de migraine chez les Blancs (8 %) que chez les non-Blancs (6 %) (tableau 1). Des différences génétiques raciales plutôt que des facteurs

Tableau 1
Prévalence de la migraine pour certains facteurs socio-démographiques et pour diverses caractéristiques de la santé, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Taille de l'échantillon	Population estimative en milliers	Prévalence %
Total	1 197	1 956	7,9
Sexe			
Hommes	268	469	3,8
Femmes	929	1 485	11,7**
Groupe d'âge†			
12 à 24 ans	149	290	5,6
25 à 39 ans	449	679	9,9
40 à 54 ans	382	657	9,9
55 à 69 ans	153	244	6,5
70 ans et plus	64	82	3,4
Race			
Blancs	1 101	1 771	8,1*
Non-Blancs	92	178	5,9
Éducation‡			
Études secondaires ou moins	366	594	7,8
Études postsecondaires partielles ou plus	682	1 070	8,9
Revenu du ménage			
Faible	238	280	8,9
Faible-moyen	312	485	7,9
Moyen-élevé	380	670	7,9
Élevé	213	422	8,1
Fumeur/fumeuse quotidiennement (à un moment quelconque)			
Oui	650	1 016	8,5*
Non	544	935	7,3
Consommation d'alcool			
Régulièrement	540	950	7,0
À l'occasion/auparavant/jamais	654	1 000	8,9**
Épisode dépressif majeur			
Oui	145	220	20,4**
Non	1 024	1 683	7,3

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

Nota : Les données faisant défaut pour certaines variables, la somme des données peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

† Toutes les comparaisons par paires ($p \leq 0,05$, données corrigées pour tenir compte des comparaisons multiples) sont significatives, sauf les comparaisons entre les 12 à 24 ans et les 55 à 69 ans ainsi qu'entre les 25 à 39 ans et les 40 à 54 ans.

‡ 25 ans et plus.

* Significativement plus élevé que le taux pour l'autre dimension de la catégorie ($p \leq 0,05$).

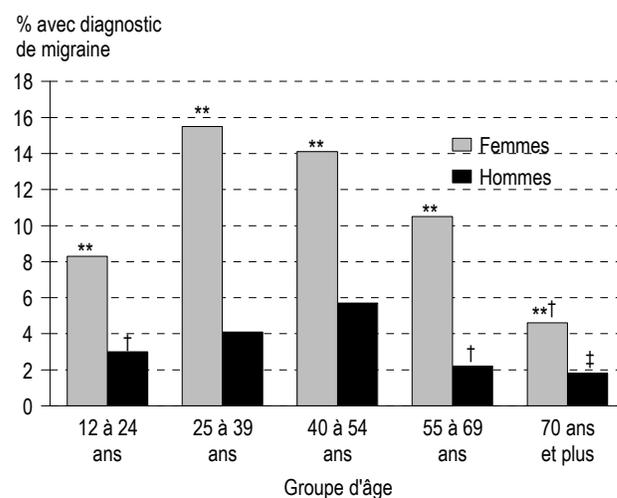
** Significativement plus élevé que le taux pour l'autre dimension de la catégorie ($p \leq 0,01$).

environnementaux ou culturels auraient été suggérés pour expliquer la moindre prévalence de la migraine chez les Canadiens d'ascendance africaine et asiatique, sachant que cette prévalence moins élevée a aussi été constatée chez les Américains de ces deux ascendances³². Pourtant, les résultats des études sur le lien entre la race et la migraine ne concordent pas parfaitement, puisqu'une autre étude réalisée aux États-Unis a révélé que c'était un problème de santé plus répandu chez les Noirs que chez les Blancs³³.

Le revenu, le niveau de scolarité et la migraine

Les études ne sont pas plus claires sur le rapport entre la migraine et la situation socioéconomique. Des chercheurs américains ont constaté une prévalence plus élevée de la migraine chez les membres des ménages à faible revenu que chez les autres^{2,13,19}. Toutefois, ce rapport entre la migraine et le revenu n'a pas été constaté dans les études canadiennes antérieures^{3,8,11}, pas plus d'ailleurs que dans les recherches effectuées dans d'autres pays^{21,22}. Il n'a pas non plus été observé dans le 1^{er} ou le 3^e cycles de l'ENSP (1994-1995 et 1998-1999), peut-

Graphique 1
Prévalence de la migraine selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999



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

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

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

** Significativement plus élevé que le taux pour les hommes ($p \leq 0,01$).

Qu'est-ce que la migraine?

La migraine est un trouble biochimique complexe causant des maux de tête récurrents souvent caractérisés par des douleurs lancinantes d'un côté de la tête. Ces maux de tête s'accompagnent parfois de nausées, de vomissements, de sensibilité à la lumière ou au bruit ou de troubles oculaires et peuvent être aussi exacerbés par le mouvement ou l'activité physique³⁴. Une crise de migraine peut durer de plusieurs heures à plusieurs jours et la douleur, combinée avec les symptômes associés, peut être incapacitante. La fréquence des crises varie : de deux ou trois par année à deux ou plus par semaine^{4,11}.

D'après les recherches actuelles, la migraine commencerait dans le cerveau, soit dans le tronc cérébral, soit dans le cortex occipital. Les impulsions de ces régions stimuleraient les terminaisons nerveuses des vaisseaux sanguins des méninges, causant la dilatation et l'inflammation de ces vaisseaux qui génèrent la douleur de la migraine. Certains chercheurs estiment que la migraine et les céphalées tensionnelles sont des troubles distincts, tandis que d'autres estiment qu'ils sont aux deux pôles d'un même trouble et ne diffèrent que par leur gravité³⁵.

La migraine peut être avec ou sans aura, et ce, chez le même individu³⁶. (L'aura s'entend des symptômes neurologiques pouvant se manifester de 20 minutes à 1 heure avant le début de la céphalée. Ces symptômes peuvent comprendre des troubles oculaires ou sensoriels comme une vision embrouillée, des engourdissements et des picotements. Dans certains cas, ils peuvent accompagner la céphalée, alors que dans d'autres, la céphalée ne les suit pas.) La migraine sans aura est caractérisée par une céphalée subite, sans

aucun avertissement. (L'ENSP ne fait pas de distinction entre les sous-types de migraine.)

La cause exacte de la migraine est inconnue, mais divers facteurs sont réputés la provoquer chez certaines personnes. Ces « déclencheurs » sont l'alcool, les fromages vieillis, les renforçateurs d'arôme ou les agents de conservation des aliments, le sommeil irrégulier, les changements hormonaux (souvent liés à la menstruation), le stress et l'anxiété ainsi que des facteurs environnementaux³⁴.

Les médicaments utilisés pour traiter la migraine sont des analgésiques sur ordonnance ou non, des agonistes de la sérotonine qui ont pour effet de faire avorter les crises et des médicaments typiquement utilisés pour traiter d'autres problèmes de santé (antidépresseurs, bêta-bloquants ou hormones de substitution, par exemple)^{34,37}. Le recours à diverses thérapies sans médicaments peut aussi être envisagé pour traiter la migraine, comme la rétroaction biologique, la thérapie de relaxation, l'acupuncture et la physiothérapie³⁸. Cela dit, et bien que l'ENSP comprenne des questions sur la consommation de médicaments et sur le recours aux traitements de rechange ou complémentaires en général, on ne sait pas si les participants ont été poussés par la migraine à consommer ces médicaments et à suivre ces traitements. Une autre question de l'ENSP consiste à demander aux migraineux s'ils suivent un traitement ou prennent des médicaments contre la migraine, mais les catégories de réponse (médicament, régime alimentaire, exercice/physiothérapie, autre) ne permettent pas d'identifier des médicaments ou des traitements particuliers (voir *Limites*).

être parce que la taille plus réduite des échantillons ne permettait pas de détecter une association statistique significative, ou peut-être à cause d'une erreur de déclaration (voir *Limites*). Néanmoins, en 1996-1997, quand l'ENSP a porté sur un échantillon beaucoup plus important, les données ont révélé une prévalence légèrement supérieure de la migraine chez les participants des ménages dont le revenu était le plus faible, comparativement à ceux des ménages dont le revenu était plus élevé (graphique 2).

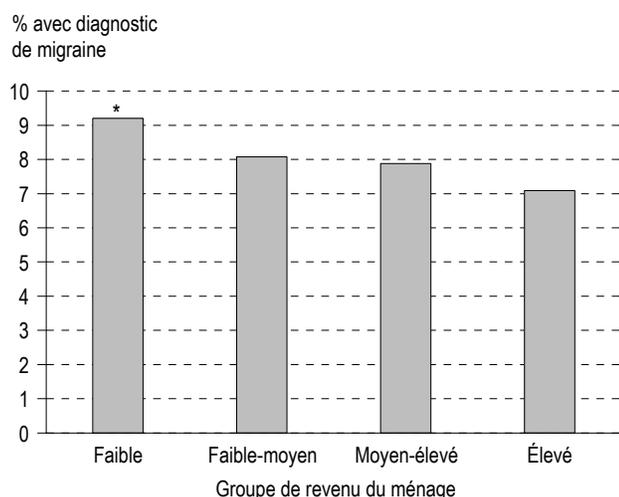
La « causalité inversée » pourrait, selon certains chercheurs, expliquer la prévalence plus élevée de la migraine chez les membres des ménages à faible revenu, en ce sens que les migraineux auraient un revenu plus faible ou perdraient des emplois, conséquence directe de leur situation^{7,13,35,39,40}. Pour

explorer cette possibilité, les données sur les changements de revenu ont été analysées grâce à la composante longitudinale de l'ENSP. Or, chez les 16 ans et plus vivant dans des ménages où l'emploi était la principale source de revenu, les proportions de migraineux et de non-migraineux ayant subi une baisse du revenu de leur ménage entre le 1^{er} et le 3^e cycles ne différaient pas nettement. Toutefois, la courte période de comparaison et l'absence de données sur le revenu personnel pourraient expliquer l'inexistence d'une association entre la baisse du revenu et un diagnostic de migraine.

Les auteurs d'études canadiennes antérieures avaient constaté que les migraineux tendent à être plus scolarisés que les non-migraineux^{3,8}. Les données de l'ENSP qui témoignent du lien entre le

Graphique 2

Prévalence de la migraine selon le groupe de revenu du ménage, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1996-1997†



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1996-1997

† Aucune différence significative n'a été constatée en 1998-1999.

* Significativement plus élevé que le taux pour le groupe de revenu « élevé » ($p \leq 0,05$, données corrigées pour tenir compte des comparaisons multiples).

niveau de scolarité et la migraine correspondent en partie aux résultats de ces recherches. Bien que les écarts observés en 1998-1999 n'aient pas été statistiquement significatifs, les données du 1^{er} et du 2^e cycles révèlent une prévalence plus élevée de migraine diagnostiquée chez les participants ayant fait au moins des études postsecondaires partielles, comparativement à ceux qui n'avaient tout au plus fait que des études secondaires (tableau A en annexe). Cette constatation est curieuse, compte tenu du rapport inversé entre le revenu et la prévalence de la migraine dont il a été fait état plus haut. Néanmoins, aux États-Unis, la prévalence de la migraine (basée tant sur les symptômes que sur un autodiagnostic) s'est révélée inversement proportionnelle au niveau de scolarité³³.

Relations avec l'usage du tabac et la dépression

L'ENSP de 1998-1999 a fait état d'une prévalence plus élevée de la migraine chez les personnes qui fument ou fumaient tous les jours par opposition à

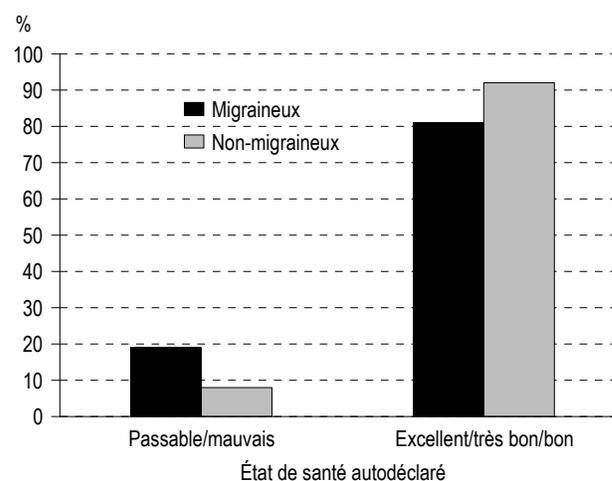
celles qui fument ou fumaient à l'occasion ou qui n'avaient jamais fumé (tableau 1). Cette observation concorde avec les résultats de recherches antérieures selon lesquels le tabagisme serait associé à la migraine^{33,41}.

En 1998-1999, la prévalence de la migraine était moins élevée chez les personnes qui déclaraient prendre un verre d'alcool au moins une fois par mois que chez celles qui buvaient moins souvent, ne buvaient plus ou n'avaient jamais bu d'alcool. Les migraineux évitent peut-être de boire de l'alcool parce que cela risque de déclencher une migraine. Certaines recherches ne témoignent toutefois d'aucun lien entre la migraine et la consommation ou l'abus d'alcool^{33,42}, quoiqu'une étude ait révélé que les migraineux avec aura étaient particulièrement susceptibles de dépendre ou d'abuser de l'alcool ou de drogues illicites⁴¹.

La prévalence de la migraine était près de trois fois plus élevée chez les personnes ayant déclaré souffrir de dépression au cours des 12 mois précédant l'interview que chez les autres (20 % comparativement à 7 %). D'autres études ont aussi établi un lien entre la migraine et la dépression, les troubles émotifs et l'angoisse⁴¹⁻⁴⁴.

Graphique 3

État de santé autodéclaré des migraineux et des non-migraineux, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999



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

Nota : Le test du chi carré porte sur 500 coefficients de pondération bootstrap et inclut la correction de deuxième ordre de Rao-Scott⁴⁵ pour tenir compte de la complexité du plan de sondage.

Khi-carré = 48,21, $df = 1$, $p \leq 0,001$.

Limites

Les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) sont autodéclarées, voire déclarées par une autre personne que l'intéressé, de sorte que la mesure dans laquelle elles sont inexactes en raison d'une erreur de déclaration est inconnue. Aucune source indépendante ne permet de confirmer le diagnostic de migraine ou d'autres problèmes de santé. Pour les besoins de l'ENSP, la détermination de la migraine est donc fondée sur une autodéclaration des diagnostics cliniques (voir *Définition de la migraine dans l'ENSP*) et non sur des questions au sujet des symptômes de la migraine comme ceux des critères de l'*International Headache Society* utilisés dans la plupart des études analytiques récentes⁴⁶. Cela dit, étant donné que bien des migraineux ne consultent pas un médecin^{1,12,19} et que beaucoup de ceux qui le font ne sont pas diagnostiqués comme tels^{12,24}, il est vraisemblable que l'ENSP sous-estime la prévalence de la migraine. La prudence s'impose donc lorsqu'il faut comparer les estimations de la prévalence de la migraine fondées sur les données de l'ENSP avec celles des autres enquêtes sur la population.

Les caractéristiques des personnes chez qui on a diagnostiqué la migraine (comme dans l'ENSP) peuvent différer de celles des migraineux qui n'ont pas eu ce diagnostic. Par exemple, une étude réalisée aux États-Unis a démontré que les migraineuses et les migraineux des ménages à revenu élevé étaient plus susceptibles que les migraineux du sexe masculin ou les migraineux à faible revenu d'avoir obtenu un diagnostic de migraine¹⁵. Si cela vaut aussi au Canada, les données de l'ENSP sous-estimeraient la prévalence de la migraine dans les ménages à faible revenu comparativement aux ménages à revenu élevé, ainsi que chez les hommes comparativement aux femmes.

L'ENSP est une enquête générale sur la population; elle n'a donc pas été conçue pour recueillir des renseignements détaillés sur les migraineux. Par exemple, on ne demande pas aux participants d'identifier des sous-types de migraine (avec ou sans aura) ou de déclarer la fréquence ou la durée de leurs migraines. En outre, les antécédents migraineux des participants avant le 1^{er} cycle de l'enquête ne sont aucunement connus. Par conséquent, ceux qui n'ont pas déclaré de diagnostic de migraine en 1994-1995 sont réputés ne pas avoir fait de migraines avant. Qui plus est, nul ne sait si les participants migraineux disent qu'ils ont déjà fait des migraines ou qu'ils en ont fait récemment. Enfin, puisque les questions de l'ENSP sur la migraine ne couvrent que les personnes de 12 ans et plus, la prévalence et l'incidence de la migraine chez les enfants sont impossibles à déterminer.

Bien que l'ENSP recueille des données autodéclarées sur les séjours d'au moins 24 heures à l'hôpital et sur les consultations de professionnels de la santé, les raisons de ces contacts avec le système de soins de santé ne sont pas connues. Il n'y a pas de données sur les traitements en clinique externe, ni sur les visites aux urgences.

Une période d'observation de plus de quatre ans serait préférable pour examiner les taux d'incidence et la relation temporelle entre les facteurs de risque et la manifestation subséquente de la migraine; cela sera possible dans les cycles de données longitudinales à venir.

Comme aucun des trois cycles n'a permis d'obtenir de renseignements sur le revenu individuel, seul le revenu des ménages a servi à étudier la relation entre la prévalence de la migraine et le revenu. Il n'a pas été possible de déterminer dans quelle proportion les migraineux qui vivent avec d'autres personnes contribuent au revenu total du ménage.

Dans le 2^e et le 3^e cycles, les personnes qui avaient déclaré avoir eu un diagnostic de migraine se sont fait demander si elles suivaient un traitement ou prenaient un médicament et si le traitement était un médicament, un régime alimentaire, de l'exercice/de la physiothérapie (3^e cycle seulement) ou un autre traitement. Nul ne sait toutefois comment les participants ont interprété le mot « traitement ». Ils auraient pu croire qu'il ne s'agissait que d'un traitement prescrit ou recommandé par un médecin, ou le considérer aussi comme un traitement qu'on s'administre soi-même, par exemple en prenant des médicaments en vente libre ou en ayant recours à la médecine non traditionnelle. Cela dit, on a aussi demandé aux répondants quels médicaments ils prenaient. Les médicaments contre la migraine comme tels ne figurent pas dans la liste du questionnaire, quoique certains médicaments pouvant être utilisés pour la traiter (les analgésiques et la codéine, par exemple) y figurent.

Même si certaines indications laissent entrevoir des associations entre la migraine et l'épilepsie^{47,48} ainsi que les traumatismes crâniens⁴⁹, le nombre de personnes faisant partie de l'échantillon de l'ENSP qui ont déclaré souffrir d'épilepsie ou avoir eu de tels traumatismes est trop peu élevé pour pouvoir en tirer des estimations fiables. Par conséquent, ces problèmes de santé ne sont pas inclus dans le modèle à variables multiples. De plus, une analyse multivariée distincte tenant compte de l'utilisation de contraceptifs oraux chez les jeunes filles et les femmes de 12 à 49 ans n'a révélé aucune association significative avec la migraine.

Une santé de passable à mauvaise

Dans la population en général, l'état de santé autodéclaré tend à empirer avec l'âge, d'où l'augmentation de la prévalence des affections chroniques et des autres problèmes de santé associés au vieillissement⁵⁰. En dépit de l'âge relativement peu élevé des migraineux, toutefois, ils ont été proportionnellement plus nombreux que les non-migraineux à déclarer avoir une santé passable ou mauvaise dans l'enquête de 1998-1999 (graphique 3). Inversement, les non-migraineux étaient nettement plus susceptibles qu'eux de déclarer leur santé bonne, très bonne ou excellente.

Bon nombre de migraineux ne reçoivent aucun traitement

Bien que la migraine soit incurable, les épisodes peuvent habituellement être traités grâce à des médicaments ou des thérapies sans médicaments, voire par une combinaison de ces deux approches (voir *Qu'est-ce que la migraine?*). Néanmoins, d'après des études antérieures, bien des migraineux ne cherchent aucunement à se faire traiter^{1,5,12}. Les données de l'ENSP indiquent cependant qu'une proportion croissante de migraineux ont déclaré recevoir des traitements. En 1998-1999, la proportion de migraineux diagnostiqués comme tels

ayant déclaré avoir été traités était nettement plus élevée qu'en 1996-1997 (56 % comparativement à 48 %; $p \leq 0,001$, données non présentées). Cette augmentation pourrait être attribuable à une sensibilisation accrue à la migraine et aux nouvelles découvertes pharmaceutiques.

Le traitement de la migraine est quelque peu sporadique selon les données de l'ENSP. Chez les participants ayant déclaré souffrir de migraine en 1996-1997 (2^e cycle) et en 1998-1999 (3^e cycle), le tiers (33 %) de ceux qui n'avaient suivi aucun traitement au cours du 2^e cycle ont déclaré avoir été traités au cours du 3^e cycle — surtout avec des médicaments. Par contre, le quart seulement (25 %) des migraineux qui avaient été traités au cours du 2^e cycle ne l'ont pas été au cours du 3^e. Ces constatations peuvent refléter le caractère intermittent des épisodes de migraine et peut-être aussi le fait que les traitements sont insatisfaisants, qu'ils ont des effets secondaires indésirables ou qu'ils coûtent cher.

La santé et la consommation de médicaments

Les déclarations de restriction de leurs activités, de douleur et de consommation de médicaments étaient plus fréquentes chez les participants ayant été

Tableau 2
Certains indicateurs de la santé et consommation de médicaments, migraineux et non-migraineux, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Migraineux	Non-migraineux
Restriction de l'activité (%)	25,5**	12,9
Habituellement sans douleurs ou malaises (%)	72,6**	87,4
Au cours des deux dernières semaines :		
ont réduit leurs activités (%)	22,8**	10,5
sont restés alités (%)	13,9**	5,6
nombre moyen de jours d'incapacité	1,8**	0,8
Au cours du dernier mois, ont pris :		
des analgésiques (%)	83,8**	63,2
de la codéine/du Demerol®/de la morphine (%)	15,8**	3,9
des antidépresseurs (%)	10,3**	3,6

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

** Significativement plus élevé que le taux pour les non-migraineux ($p \leq 0,01$).

Tableau 3
Utilisation des soins de santé et attitudes des migraineux et des non-migraineux, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Migraineux	Non-migraineux
	%	%
Au moins sept consultations de professionnels de la santé au cours des 12 mois précédents	32,9**	15,6
Séjour à l'hôpital au cours des 12 mois précédents [†]	9,7**	6,1
Ont eu besoin de soins pour des problèmes physiques au cours des 12 mois précédents, mais ne les ont pas obtenus	10,5**	4,0
Préfèrent se traiter eux-mêmes plutôt que consulter un médecin [‡]	25,6**	21,8

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

[†] Les femmes ayant un enfant de moins d'un an sont exclues, étant donné qu'elles auraient probablement passé au moins 24 heures à l'hôpital pour l'accouchement.

[‡] 18 ans et plus.

** Significativement plus élevé que le taux pour les non-migraineux ($p \leq 0,01$).

diagnostiqués comme migraineux que chez les autres (tableau 2, tableau B en annexe). Il n'a toutefois pas été possible de déterminer si ces différences étaient effectivement attribuables à la migraine. En 1998-1999, les migraineux étaient plus susceptibles que les non-migraineux de déclarer que leurs activités avaient été restreintes (26 % comparativement à 13 %). Cependant, seule une infime proportion des personnes dont les activités étaient limitées (0,5 %, données non présentées) avaient déclaré que la raison fondamentale de cette restriction était la migraine. Des proportions plus importantes de migraineux ont dit que, au cours des deux semaines qui avaient précédé leur interview de l'ENSP, ils avaient été alités ou avaient dû réduire leurs activités en raison d'une maladie ou d'une blessure. Les migraineux ont aussi déclaré un nombre moyen de journées d'incapacité (1,8) plus élevé que les non-migraineux (0,8), pour cette période de deux semaines.

Cela dit, et bien que la plupart des participants aient déclaré avoir rarement des douleurs ou des malaises, la proportion de migraineux à l'avoir dit était nettement moins élevée que celle des non-migraineux. Au cours du mois précédant leur interview de l'ENSP, les migraineux avaient aussi été plus susceptibles que les non-migraineux de prendre des analgésiques, de la codéine, du Demerol® ou de la morphine, ainsi que des antidépresseurs.

De fréquents utilisateurs des soins de santé

Même si les migraineux semblent n'être traités que sporadiquement pour leur migraine, ils sont relativement nombreux à utiliser les soins de santé (tableau 3, tableau C en annexe). En 1998-1999, à l'instar des deux premiers cycles de l'ENSP, les migraineux étaient plus susceptibles que les non-migraineux d'avoir consulté au moins 7 fois un professionnel de la santé au cours des 12 mois précédant leur interview de l'ENSP. Pourtant, en 1998-1999, une proportion nettement plus élevée de migraineux que de non-migraineux (26 % comparativement à 22 %) ont déclaré préférer se soigner eux-mêmes plutôt que consulter un médecin.

Tableau 4
Certains problèmes de santé des migraineux et des non-migraineux, selon le sexe, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Migraineux	Non-migraineux
	%	%
Problèmes de santé chroniques		
Allergies alimentaires		
Femmes	15,1**	7,2
Hommes	10,4†*	5,2
Autres allergies		
Femmes	42,7**	25,4
Hommes	28,4*	20,2
Asthme		
Femmes	16,5**	7,9
Hommes	9,4†	7,2
Arthrite ou rhumatisme		
Femmes	22,7†*	18,7†
Hommes	16,5*	11,0
Maux de dos autres que l'arthrite		
Femmes	25,2**	13,2
Hommes	25,9**	12,5
Hypertension		
Femmes	10,5	13,0
Hommes	10,9†	9,0
Bronchite chronique ou emphysème		
Femmes	5,1**	2,6
Hommes	--	2,1
Sinusite		
Femmes	12,6**	5,7
Hommes	10,8†**	3,6
Ulcères d'estomac ou intestinaux		
Femmes	6,5**	2,6
Hommes	6,0†*	2,5
Au moins trois problèmes de santé chroniques (autres que la migraine)		
Femmes	26,7**	13,7
Hommes	18,7**	8,5
Épisode dépressif majeur		
Femmes	13,0**	4,9
Hommes	6,8†*	2,9

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

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

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

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

* Significativement plus élevé que le taux pour les non-migraineux ($p \leq 0,05$).

** Significativement plus élevé que le taux pour les non-migraineux ($p \leq 0,01$).

Un pourcentage plus élevé de migraineux que de non-migraineux avaient passé au moins une nuit à l'hôpital au cours des 12 mois précédant leur interview. Bien que la migraine ne nécessite pas généralement d'hospitalisation, les épisodes graves peuvent exiger un séjour à l'hôpital (l'ENSP ne

Tableau 5
Prévalence de la migraine, population à domicile de 12 ans et plus, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada, territoires non compris, 1994-1995 et 1998-1999

	1994-1995	1998-1999
	%	%
Femmes		
12 à 24 ans	7,4	8,3
25 à 54 ans	12,8	14,8**
55 ans et plus	6,6	8,1
Tous les groupes d'âge confondus	10,1	11,7**
Hommes		
12 à 24 ans	5,3	3,0***
25 à 54 ans	4,5	4,9
55 ans et plus	2,8	2,1†
Tous les groupes d'âge confondus	4,3	3,8

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillons transversaux, Fichier santé, 1994-1995 et 1998-1999

† Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,5 %.

** Significativement plus élevé que le taux pour 1994-1995 ($p \leq 0,01$).

permet pas d'identifier la cause de l'hospitalisation). D'après les registres des hôpitaux pour 1997-1998, près de 10 000 (9 895) radiations après un séjour d'au moins une journée à l'hôpital faisaient état d'un diagnostic de migraine.

Cela dit, et même s'ils consultent des professionnels de la santé et sont hospitalisés plus fréquemment que les non-migraineux, une plus forte proportion de migraineux (10 % comparativement à 4 %) ont déclaré que, au cours des 12 mois précédant leur participation à l'ENSP, ils avaient eu besoin de soins médicaux pour des problèmes de santé physique, sans les avoir obtenus.

Autres problèmes de santé chroniques

Chez les migraineux, d'autres problèmes de santé expliquent peut-être en partie la forte utilisation qu'ils font des soins de santé (tableau 4, tableau D en annexe). En effet, près de 3 migraineuses et 2 migraineux sur 10 ont déclaré souffrir d'autres troubles chroniques. La prévalence des allergies alimentaires et autres, de l'arthrite ou du rhumatisme, des maux de dos autres que l'arthrite, de la sinusite et des ulcères d'estomac ou intestinaux était nettement plus élevée chez les migraineux des deux sexes que chez les non-migraineux. Les participants ont peut-être pu confondre la nécessité d'éviter certains aliments déclencheurs de crises de migraine avec des allergies alimentaires comme telles. De

même, la consommation fréquente d'analgésiques peut, chez les migraineux, contribuer à la prévalence plus élevée des ulcères d'estomac. Par ailleurs, la prévalence de l'asthme, de la bronchite chronique ou de l'emphysème est nettement plus élevée chez les migraineuses que chez les non-migraineuses. Les résultats de l'Enquête sur la santé menée en Ontario en 1990 illustrent bien ces constatations. Par opposition aux non-migraineux, les migraineux ont en effet, selon cette enquête, une incidence nettement plus élevée du rhume des foies et des allergies assimilées, de l'arthrite et du rhumatisme, ainsi que des allergies et des maladies de la peau de même que des maux de dos³. Enfin, la prévalence d'un épisode dépressif majeur était plus élevée chez les migraineux des deux sexes, comme en témoignent les résultats d'études antérieures selon lesquels les migraineux auraient un risque plus élevé de vivre un tel épisode^{41-44,51}.

Cela dit, comme les migraineux peuvent souffrir d'autres problèmes de santé chroniques susceptibles de nécessiter fréquemment la consultation d'un médecin, il se peut qu'ils aient plus de possibilités que d'autres de parler de leurs maux de tête et donc d'être diagnostiqués comme migraineux.

La migraine devient-elle plus répandue?

Selon les rapports publiés dans d'autres pays, la prévalence et l'incidence de la migraine tendent à augmenter⁵²⁻⁵⁵. Au Canada, une comparaison de la prévalence de la migraine en 1978-1979 et en 1998-1999 indique une progression significative de ce trouble chez les femmes de 45 à 64 ans⁵⁰.

Sur une période beaucoup plus courte, les données transversales du 1^{er} cycle (1994-1995) et du 3^e cycle (1998-1999) de l'ENSP montrent que la prévalence estimative de la migraine diagnostiquée chez les femmes de 25 à 54 ans — le groupe d'âge où la migraine est le plus répandue — a augmenté de deux points, passant de 13 % à 15 % (tableau 5). Par contre, chez les jeunes hommes (de 12 à 24 ans), elle a chuté, passant de 5 % à 3 % entre le premier et le troisième cycles.

L'augmentation du nombre de cas de migraine diagnostiqués pourrait être partiellement attribuable à une sensibilisation accrue à ce trouble tant chez

Tableau 6

Rapports de cotes corrigés pour la migraine en 1996-1997 ou 1998-1999, selon certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile de 12 ans et plus[†], Canada, territoires non compris

Caractéristiques en 1994-1995	Femmes		Hommes		Femmes et hommes	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe						
Femmes	3,0**	2,1 - 4,1
Hommes	1,0	...
Groupe d'âge						
12 à 24 ans	5,0**	2,5 - 10,2	2,3	0,8 - 6,8	4,5**	2,5 - 8,2
25 à 54 ans	2,9**	1,6 - 5,5	2,8*	1,2 - 6,7	3,1**	1,8 - 5,2
55 ans et plus [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Race						
Blancs [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Non-Blancs	0,7	0,3 - 1,6	1,3	0,4 - 3,7	0,8	0,5 - 1,5
Groupe de revenu du ménage						
Faible	1,3	0,9 - 2,0	1,6	0,8 - 3,5	1,4	1,0 - 2,0
Élevé [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Épisode dépressif majeur						
Oui	1,5	0,8 - 2,7	1,7	0,6 - 4,5	1,5	0,9 - 2,4
Non [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Allergies alimentaires						
Oui	0,9	0,4 - 2,1	1,5	0,2 - 14,9	1,0	0,5 - 2,0
Non [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Autres allergies						
Oui	0,9	0,5 - 1,5	0,5	0,3 - 1,2	0,8	0,5 - 1,2
Non [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Asthme						
Oui	0,9	0,3 - 2,3	--	--	0,8	0,3 - 1,7
Non [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Arthrite ou rhumatisme						
Oui	0,9	0,5 - 1,5	2,7*	1,2 - 6,1	1,2	0,7 - 1,9
Non [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Maux de dos autres que l'arthrite						
Oui	1,6	1,0 - 2,7	1,4	0,6 - 3,2	1,6*	1,0 - 2,4
Non [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Bronchite ou emphysème						
Oui	2,4*	1,1 - 5,1	--	--	2,2*	1,1 - 4,3
Non [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Sinusite						
Oui	2,2*	1,1 - 4,2	--	--	1,9*	1,0 - 3,5
Non [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Ulcères d'estomac ou intestinaux						
Oui	1,2	0,5 - 2,6	2,6	0,7 - 9,6	1,5	0,8 - 2,8
Non [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Au moins sept consultations d'un médecin						
Oui	1,1	0,6 - 1,7	0,8	0,3 - 1,9	1,0	0,7 - 1,6
Non [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Autoévaluation de la santé						
Excellente, très bonne ou bonne	0,6	0,4 - 1,0	0,8	0,3 - 1,9	0,6*	0,4 - 1,0
Passable ou mauvaise [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Fumeur/fumeuse quotidiennement (à un moment quelconque)						
Oui	1,1	0,7 - 1,6	1,2	0,6 - 2,5	1,2	0,8 - 1,6
Non [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Consommation d'alcool						
Régulièrement	0,8	0,5 - 1,1	0,9	0,4 - 1,9	0,8	0,6 - 1,1
À l'occasion/auparavant/jamais [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...

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

Nota : Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance avec une limite inférieure ou supérieure de 1,0 étaient significatifs.

[†] Individus n'ayant déclaré aucune migraine en 1994-1995.

[‡] Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours de 1,0.

* $p \leq 0,05$.

** $p \leq 0,01$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

-- Exclu de l'analyse multivariées parce que l'échantillon trop petit déstabilisait le modèle de régression.

les patients que chez les médecins. De même, l'existence et la connaissance de nouveaux médicaments et de nouvelles possibilités de traitement peuvent avoir incité des personnes qui n'avaient jusque-là jamais été diagnostiquées comme migraineuses à consulter un médecin. Cela dit, si l'augmentation du nombre de cas de migraine diagnostiqués chez les femmes peut aussi refléter une prévalence accrue de ce trouble, la baisse du nombre de cas diagnostiqués chez les garçons et les hommes de 12 à 24 ans reste inexplicée.

Une incidence plus élevée chez les femmes

Les données longitudinales de l'ENSP pour les trois cycles, c'est-à-dire de 1994-1995 à 1998-1999, ont révélé que l'incidence cumulative des cas de migraine nouvellement diagnostiqués sur une période de quatre ans chez les 12 ans et plus s'élevait à 3,8 pour 100 habitants. Elle est nettement plus élevée chez les femmes que chez les hommes (5,7 % comparativement à 1,9 %; données non présentées).

Ainsi, les femmes sembleraient nettement plus susceptibles que les hommes de souffrir de migraine. Néanmoins, les données peuvent légèrement sous-estimer l'incidence de la migraine chez les hommes, car les questions sur la migraine dans l'ENSP ne s'adressent qu'aux 12 ans et plus. Une enquête sur la population des adolescents et des jeunes adultes des États-Unis a en effet révélé que l'incidence de la migraine chez les sujets du sexe masculin plafonnait avant l'âge de 12 ans, alors qu'elle plafonne à partir de cet âge pour l'autre sexe⁵⁶. Parallèlement, selon une autre étude, l'âge du diagnostic de la migraine plafonnait entre 10 et 14 ans pour les garçons, comparativement à 20 à 24 ans pour les femmes⁵³.

Qui est à risque?

Pour mieux comprendre qui est susceptible de souffrir de migraine, il vaut la peine de comparer la morbidité de base et les caractéristiques sociodémographiques des participants qui ont déclaré avoir été nouvellement diagnostiqués comme migraineux en 1996-1997 ou en 1998-1999 avec celles des autres. Les problèmes de santé chroniques

associés à la migraine dans l'analyse à deux variables et les facteurs signalés dans les études ont été inclus dans les analyses à plusieurs variables (les problèmes chroniques déclarés dans d'autres études comprenaient les allergies alimentaires⁵⁷ et la dépression^{41-44,51}).

Les variables du nombre de consultations d'un médecin et de l'état de santé général ont été incluses dans le modèle pour refléter la possibilité que les gens qui voient fréquemment un médecin soient plus susceptibles que les autres d'obtenir un diagnostic de migraine. Les variables de l'usage du tabac et de la consommation d'alcool ont aussi été incluses.

Comme en témoignent les tendances de la prévalence et de l'incidence de la migraine, la cote exprimant le risque d'en souffrir est plus élevée chez les femmes que chez les hommes, de même que parmi les 12 à 24 ans et les 25 à 54 ans (tableau 6). Même compte tenu des effets de l'état de santé général, de la fréquence de la consultation d'un médecin et de divers facteurs liés à la migraine, les femmes ayant déjà été diagnostiquées comme souffrant de bronchite chronique ou d'emphysème avaient une cote exprimant le risque d'être diagnostiquées comme migraineuses plus élevée que celle des autres femmes. Il en va de même des personnes souffrant de bronchite chronique ou d'emphysème, pour qui la cote exprimant le risque de souffrir de migraine demeure importante, et ce, même en tenant compte de l'usage quotidien du tabac. La migraine a d'ailleurs déjà été associée à des troubles respiratoires comme la bronchite et l'asthme⁵⁸⁻⁶¹, d'où l'existence possible d'un rapport biologique ou de facteurs de risque partagés.

La cote exprimant le risque d'un nouveau diagnostic de migraine est en outre plus élevée pour les femmes souffrant de sinusite. Comme la sinusite peut causer des maux de tête, le risque plus élevé de migraine chez les femmes déjà diagnostiquées comme souffrant de sinusite peut refléter la difficulté de distinguer initialement la sinusite de la migraine.

Chez les hommes, l'incidence de la migraine est associée à un diagnostic antérieur d'arthrite ou de rhumatisme. Pour les deux sexes combinés, les maux de dos non arthritiques sont nettement associés à la manifestation subséquente de la migraine.

La possibilité d'une origine commune de la migraine et de l'ostéoarthrite, deux troubles où l'inflammation est présente, a fait l'objet d'une étude⁶². Néanmoins, le facteur génétique étudié n'indique aucunement que l'association comorbide entre les deux problèmes soit causée par une pathophysiologie commune. Les migraineux seraient en outre, selon une autre étude, de deux à quatre fois plus susceptibles que les non-migraineux de déclarer souffrir de douleurs aux articulations, de maux de dos, de maux d'estomac ou de douleurs au cou. D'après cette même étude, ils auraient peut-être une plus forte propension que les autres à déclarer éprouver de la douleur, ou un seuil de la douleur moins élevé⁶³. Une théorie fondée sur le rôle éventuel de l'inflammation neurogène dans plusieurs problèmes de santé comme la migraine, l'asthme, la rhinite, l'arthrite rhumatoïde et la fibromyalgie postule que ces affections peuvent être exacerbées par l'exposition à des produits chimiques dans l'environnement⁶⁴.

Des liens ont en outre été observés entre l'utilisation de contraceptifs oraux et la migraine⁶⁵. Cependant, l'ajout, dans un modèle à variables multiples distinct, d'une variable tenant compte de la prise de tels contraceptifs chez les jeunes filles et les femmes de 12 à 49 ans n'a révélé aucun lien significatif avec la migraine (données non présentées). Chez certaines femmes, la migraine pourrait avoir précédé l'utilisation de contraceptifs oraux ou, encore, les migraineuses peuvent éviter de les prendre de crainte que la fréquence ou l'intensité de leurs maux de tête n'augmentent.

Mot de la fin

Les résultats de la première enquête canadienne longitudinale sur la santé, l'Enquête nationale sur la santé de la population, permettent ici d'obtenir une estimation de l'incidence de la migraine et d'étudier les facteurs de risque qui y sont associés. La migraine est un problème de santé relativement répandu, puisque près de deux millions de Canadiens disaient qu'ils avaient été cliniquement diagnostiqués comme migraineux en 1998-1999. Même s'ils déclarent préférer se soigner eux-mêmes, les migraineux utilisent davantage les soins de santé que les

non-migraineux. Les résultats laissent aussi entendre qu'ils estiment avoir plus de difficulté à obtenir les soins de santé dont ils croient avoir besoin. Cela tient peut-être en partie au caractère difficile à soigner de la migraine ou aux troubles chroniques plus nombreux dont tendent à souffrir les migraineux. La proportion de migraineux qui sont traités demeure faible, ce qui pourrait indiquer qu'il faut les sensibiliser davantage aux possibilités de traitement.

L'analyse tend aussi à démontrer que la prévalence de la migraine a augmenté chez les femmes de 25 à 54 ans au cours des dernières années; elle est particulièrement élevée chez les membres des ménages à faible revenu, chez les Blancs et chez les personnes souffrant d'autres problèmes de santé chroniques.

Comme il fallait s'y attendre, les risques de souffrir de migraine sont particulièrement élevés pour les femmes et pour les membres des deux sexes de moins de 55 ans. Même en tenant compte du nombre de consultations d'un médecin, plusieurs affections chroniques demeurent nettement associées à la migraine; ce sont des troubles ostéomusculaires, inflammatoires et respiratoires.

Il est toutefois difficile de mettre le doigt sur les facteurs précis qui sont associés à la migraine, sachant qu'une affection peut-être attribuable à des interactions entre divers facteurs génétiques et sociodémographiques, ainsi qu'avec les conditions ambiantes. Néanmoins, l'analyse longitudinale peut contribuer à la compréhension des facteurs de risque potentiels, de sorte qu'elle pourrait à la longue mener à la compréhension des causes de la migraine et des moyens de la contrôler, voire de la prévenir. ●

Remerciements

Les auteurs remercient Marie P. Beudet et Claudio Pérez pour leur aide et pour leurs conseils.

Références

1. J. Edmeads, H. Findlay, P. Tugwell *et al.*, « Impact of migraine and tension-type headache on lifestyle, consulting behaviour, and medication use: a Canadian population survey », *Canadian Journal of Neurological Sciences*, 20, 1993, p. 131-137.
2. S. Kryst et E. Scherl, « A population-based survey of the social and personal impact of headache », *Headache*, 34, 1994, p. 344-350.
3. T. To et K. Wu, « Health care utilization and disability of migraine: The Ontario Health Survey », *Canadian Journal of Public Health*, 86(3), 1995, p. 195-199.
4. W.F. Stewart, R.B. Lipton et D. Simon, « Work-related disability: results from the American migraine study », *Cephalalgia*, 16, 1996, p. 231-238.
5. F. Sakai et H. Igarashi, « Prevalence of migraine in Japan: a nationwide survey », *Cephalalgia*, 17, 1997, p. 15-22.
6. X.H. Hu, L.E. Markson, R.B. Lipton *et al.*, « Burden of migraine in the United States: Disability and economic costs », *Archives of Internal Medicine*, 159, 1999, p. 813-818.
7. P. Stang, M. Von Korff, B.S. Galer, « Reduced labor force participation among primary care patients with headache », *Journal of General Internal Medicine*, 13, 1998, p. 296-302.
8. W.E.M. Pryse-Phillips, H. Findlay, P. Tugwell *et al.*, « A Canadian population survey on the clinical, epidemiologic and societal impact of migraine and tension-type headache », *Canadian Journal of Neurological Sciences*, 19, 1992, p. 333-339.
9. 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).
10. 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).
11. B. O'Brien, R. Goeree et D. Streiner, « Prevalence of migraine headache in Canada: a population-based survey », *International Journal of Epidemiology*, 23(5), 1994, p. 1020-1026.
12. R.B. Lipton, W.F. Stewart et D. Simon, « Medical consultation for migraine: results from the American Migraine Study », *Headache*, 38, 1998, p. 87-66.
13. W.F. Stewart, R.B. Lipton, D.D. Celantano *et al.*, « Prevalence of migraine headache in the United States: relation to age, income, and other sociodemographic factors », *Journal of the American Medical Association*, 267(1), 1992, p. 64-69.
14. M.B. Russell, B.K. Rasmussen, P. Thorvaldsen *et al.*, « Prevalence and sex-ratio of the subtypes of migraine », *International Journal of Epidemiology*, 24(3), 1995, p. 612-618.
15. R.B. Lipton, W.F. Stewart, D.D. Celantano *et al.*, « Undiagnosed migraine headaches: a comparison of symptom-based and reported physician diagnosis », *Archives of Internal Medicine* 152, 1992, p. 1273-1278.
16. P.E. Stang et J.T. Osterhaus, « Impact of migraine in the United States: data from the National Health Interview Survey », *Headache*, 33, 1993, p. 29-35.
17. P. Henry, P. Michel, B. Brochet *et al.*, « A nationwide survey of migraine in France: prevalence and clinical features in adults », *Cephalalgia*, 12(4), 1992, 229-237.
18. R.T. Haimanot, B. Seraw, L. Forsgren *et al.*, « Migraine, chronic tension-type headache, and cluster headache in an Ethiopian rural community », *Cephalalgia*, 1, 1995, p. 482-488.
19. B.K. Rasmussen, « Epidemiology of migraine », *Biomedicine and Pharmacotherapy*, 49, 1995, p. 454-455.
20. T.W. Wong, K.S. Wong, T.S. Yu *et al.*, « Prevalence of migraine and other headaches in Hong Kong », *Neuroepidemiology*, 14(2), 1995, p. 82-91.
21. P.M. Lavados et E. Tenhamm, « Epidemiology of migraine headache in Santiago, Chile: a prevalence study », *Cephalalgia*, 17(7), 1997, p. 770-777.
22. L.J. Launer, G.M. Terwindt et M.D. Ferrari, « The prevalence and characteristics of migraine in a population-based cohort, the GEM study », *Neurology*, 53, 1999, p. 536-542.
23. 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).
24. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
25. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, Baltimore, août 1999.
26. S.D. Silberstein, « Menstrual migraine », *Journal of Women's Health and Gender-based Medicine*, 8(7), 1999, p. 919-931.
27. M. Gawel, « Unlocking the mystery of migraine », *Headlines*, 7(4), 1998, p. 1-4.
28. M. Larkin, « The Genetics of Migraine (JAMA Migraine Information Center) », disponible à <http://www.ama-assn.org/special/migraine/newsline/briefing/genetics.html>, site consulté le 3 décembre 1999.
29. M. Gervil, V. Ulrich, J. Kaprio *et al.*, « The relative role of genetic and environmental factors in migraine without aura », *Neurology*, 53, 1999, p. 995-999.
30. E. Hamel, « Current concepts of migraine pathophysiology », *Canadian Journal of Clinical Pharmacology*, 6 (Supplément A), 1999, p. 9A-14A.
31. M. Shields, « Enquête nationale sur la santé de la population – Déclaration par procuration », *Rapports sur la santé*, 12(1), 2000, p. 23-44 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
32. W.F. Stewart, R.B. Lipton et J. Liberman, « Variation in migraine prevalence by race », *Neurology*, 47, 1996, p. 52-59.
33. P. Stang, B. Sternfeld et S. Sidney, « Migraine headache in a prepaid health plan: ascertainment, demographics, physiological, and behavioral factors », *Headache*, 36, 1996, p. 69-76.
34. American Medical Association, « Type of headache (JAMA Migraine Information Centre) », disponible à <http://www.ama-assn.org/special/migraine/support/educate/types.html>, site consulté le 1^{er} décembre 1999.

35. R.B. Lipton et W.F. Stewart, « Prevalence and impact of migraine », *Neurologic Clinics*, 15(1), 1997, p. 1-13.
36. B.K. Rasmussen et J. Olesen, « Migraine with aura and migraine without aura: an epidemiological study », *Cephalalgia*, 12, 1992, p. 221-228.
37. I. Fettes, « Migraine in the menopause », *Neurology*, 53 (Supplément 1), 1999, p. S29-S33.
38. W.E.M. Pryse-Phillips, D.W. Dodick, J.G. Edmeads *et al.*, Guidelines for the nonpharmacologic management of migraine in clinical practice », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 159, 1998, p. 47-54.
39. S.D. Silberstein et R.B. Lipton, « Headache epidemiology, emphasis on migraine », *Neurologic Clinics*, 14(2), 1996, p. 421-434.
40. R.B. Lipton et W.F. Stewart, « Migraine headaches: epidemiology and comorbidity », *Clinical Neuroscience*, 5, 1998, p. 2-9.
41. N. Breslau, « Psychiatric comorbidity in migraine », *Cephalalgia*, 18 (Supplément 22), 1998, p. 56-61.
42. E. Guillem, A. Pelissolo et J.P. Lépine, « Troubles mentaux et migraine : données épidémiologiques », *L'Encéphale*, XXV, 1999, p. 436-442.
43. N. Breslau, G.C. Davis, L.R. Schultz *et al.*, « Joint 1994 Wolff Award Presentation. Migraine and major depression: a longitudinal study », *Headache*, 34, 1994, p. 387-393.
44. N. Breslau, K. Merikangas et C.L. Bowden, « Comorbidity of migraine and major affective disorders », *Neurology*, 44 (Supplément 7), 1994, p. S17-S22.
45. J.N.K. Rao et D.R. Thomas, « Chi-squared tests for contingency tables », *Analysis of Complex Surveys*, publié sous la direction de C.J. Skinner, D. Holt et T.M.F. Smith, New York, Wiley, 1989, p. 89-114.
46. Headache Classification Committee of the International Headache Society, « Classification and diagnostic criteria for headache disorders, cranial neuralgias, and facial pain », *Cephalalgia*, 8 (Supplément 7), 1988, p. 1-96.
47. R.B. Lipton, R. Ottman, B.L. Ehrenberg *et al.*, « Comorbidity of migraine: the connection between migraine and epilepsy », *Neurology*, 44 (Supplément 7), 1994, p. S28-S32.
48. R. Ottman et R.B. Lipton, « Comorbidity of migraine and epilepsy », *Neurology*, 44, 1994, p. 2105-2110.
49. W.G. Speed, « Headache following injury », *Headache, Newsletter of the American Council for Headache Education*, 4(3), 1993, disponible à http://www.achenet.org/_articles/INJURY1.HTM, site consulté le 5 janvier 2000.
50. Statistique Canada, « L'âge mûr », *Rapports sur la santé*, 11(3), 2000, p. 39-52 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
51. A.D. Bott, « The comorbidity of migraine and the mood and anxiety disorder: implications for treatment (CME reviews) », disponible à <http://www.cme-reviews.com>, site consulté le 23 décembre 1999.
52. « Prevalence of chronic migraine headaches-United States, 1980-1989 », *Morbidity and Mortality Weekly Report*, 40(20), 1991, p. 331.
53. P.E. Stang, P.A. Yanagihara, J.W. Swanson *et al.*, « Incidence of migraine headache: a population-based study in Olmstead County, Minnesota », *Neurology*, 42, 1992, p. 1657-1662.
54. M. Sillanpää et P. Anttila, « Increasing prevalence of headache in 7-year-old schoolchildren », *Headache*, 36, 1996, p. 466-470.
55. T.D. Rozen, J.W. Swanson, P.E. Stang *et al.*, « Increasing incidence of medically recognized migraine headache in a United States population », *Neurology*, 53, 1999, p. 1468-1473.
56. W.F. Stewart, M.S. Linet, D.D. Celentano *et al.*, « Age- and sex-specific incidence rates of migraine with and without visual aura », *American Journal of Epidemiology*, 134, 1991, p. 111-120.
57. L.E. Mansfield, « The role of food allergy in migraine: a review », *Annals of Allergy*, 58, 1987, p. 313-318.
58. F. Gurkan, A. Ece, K. Haspolat *et al.*, « Parental history of migraine and bronchial asthma in children », *Allergologia et immunopathologia*, 28(1), 2000, p. 15-17.
59. K.L. Merikangas, « Comorbidity of migraine and other conditions in the general population of adults in the United States (abstract) », *Cephalalgia*, 11(Supplément 11), 1991, p. 108-109.
60. D.P. Strachan, B.K. Butland et H.R. Anderson, « Incidence and prognosis of asthma and wheezing illness from early childhood to age 33 in a national British cohort », *British Medical Journal*, 312(7040), 1996, p. 1195-1199.
61. C. Peckham et N. Butler, « A national study of asthma in childhood », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 32(2), 1978, p. 79-85.
62. S.J. Peroutka, S.C. Price et K.W. Jones, « The comorbid association of migraine with osteoarthritis and hypertension: complement C3F and Berkson's bias », *Cephalalgia*, 17, 1997, p. 23-26.
63. B. Sternfeld, P. Stang et S. Sydney, « Relationship of migraine headaches to experience of chest pain and subsequent risk for myocardial infarction », *Neurology*, 45, 1995, p. 2135-2142.
64. W.J. Meggs, « Neurogenic inflammation and sensitivity to environmental chemicals », *Environmental Health Perspectives*, 101(3), 1993, p. 234-238.
65. W.J. Becker, « Use of oral contraceptives in patients with migraine », *Neurology*, 53 (Supplément 1), 1999, p. S19-S25.
66. K.C. Kessler, K.A. McGonagle, S. Zhao *et al.*, Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States: Results from the National Comorbidity Survey », *Archives of General Psychiatry*, 51(1), 1994, p. 8-19.
67. American Psychiatric Association, *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux*, 3^e édition révisée, Washington, D.C., American Psychiatric Association, 1989.
68. Healthwise Evaluation Project, Final grant report, Healthwise Communities Project, Oregon Health Sciences University, Portland, Oregon, 1999.

Annexe

Définitions supplémentaires

Cinq groupes d'âge ont été formés pour l'analyse : 12 à 24 ans, 25 à 39 ans, 40 à 54 ans, 55 à 69 ans et 70 ans et plus. Toutefois, en raison des contraintes de taille des échantillons, pour l'analyse à variables multiples et la comparaison de la prévalence de la migraine selon le sexe entre les 1^{er} et 3^e cycles, ces cinq groupes d'âge ont été ramenés à trois : 12 à 24 ans, 25 à 54 ans et 55 ans et plus.

La race a été déterminée par la question « Comment décririez-vous, au meilleur de vos connaissances, votre race ou votre couleur? »

Pour l'analyse à une seule variable, quatre groupes de revenu du ménage ont été établis en fonction du nombre de membres du ménage et du revenu total du ménage, toutes sources confondues, pour les 12 mois précédant l'interview.

Groupe de revenu du ménage	Membres du ménage	Revenu total du ménage
Faible	1 ou 2	Moins de 15 000 \$
	3 ou 4	Moins de 20 000 \$
	5 ou plus	Moins de 30 000 \$
Faible-moyen	1 ou 2	15 000 \$ à 29 999 \$
	3 ou 4	20 000 \$ à 39 999 \$
	5 ou plus	30 000 \$ à 59 999 \$
Moyen-élevé	1 ou 2	30 000 \$ à 59 999 \$
	3 ou 4	40 000 \$ à 79 999 \$
	5 ou plus	60 000 \$ à 79 999 \$
Élevé	1 ou 2	60 000 \$ ou plus
	3 ou plus	80 000 \$ ou plus

Pour l'analyse à variables multiples, ces quatre groupes de revenu du ménage ont été combinés en deux :

Groupe de revenu du ménage	Membres du ménage	Revenu total du ménage
Faible	1 ou 2	Moins de 15 000 \$
	3 ou 4	Moins de 20 000 \$
	5 ou plus	Moins de 30 000 \$
Faible-élevé	1 ou 2	15 000 ou plus \$
	3 ou 4	20 000 ou plus \$
	5 ou plus	30 000 ou plus \$

Le niveau de scolarité a été étudié pour la population des 25 ans et plus et réparti en deux catégories : études secondaires ou moins et études postsecondaires partielles ou plus.

Deux groupes ont été formés pour classer les types de fumeur/fumeuse, ceux qui avaient fumé quotidiennement à un moment quelconque et les autres. Pour les distinguer, on s'est basé sur les réponses aux questions suivantes : « Actuellement, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais? », « Avez-vous déjà fumé des cigarettes à un moment quelconque? » et « Avez-vous déjà fumé des cigarettes tous les jours? »

En raison des contraintes de taille des échantillons, les types de consommation d'alcool ont été limités à deux catégories : ceux et celles qui boivent régulièrement (au moins un verre par mois) et ceux et celles qui boivent à l'occasion, qui buvaient auparavant ou qui n'ont jamais bu.

L'ENSP a recours à la méthodologie de Kessler *et al*⁶⁶ pour mesurer la probabilité d'un épisode dépressif majeur grâce à un sous-ensemble de questions de la *Composite International Diagnostic Interview*. Ces questions couvrent toute une série de symptômes de troubles dépressifs figurant dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM III-R)*⁶⁷. Les réponses à ces questions ont été codées pour obtenir une estimation de la probabilité d'un diagnostic de dépression. Si cette estimation était de 0,9 ou plus (autrement dit une probabilité de 90 % ou plus d'un tel diagnostic), le répondant était considéré comme ayant subi une dépression au cours des 12 mois précédant l'interview.

L'*autoévaluation de la santé* était déterminée grâce à la question « En général, diriez-vous que votre santé est : excellente? très bonne? bonne? passable? mauvaise? »

Les participants qui avaient répondu « Oui » à la question « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous passé la nuit comme patient(e) à l'hôpital, dans un foyer de soins infirmiers ou dans une maison de convalescence? » étaient considérés comme ayant eu un *séjour à l'hôpital*. Les femmes vivant dans un ménage avec enfant de moins d'un an étaient exclues de cette catégorie, puisqu'elles avaient probablement dû séjourner à l'hôpital pour l'accouchement.

Le nombre de consultations de professionnels de la santé a été déterminé à partir des réponses à la question « (Sans compter les séjours dans un établissement de santé) au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone un médecin de famille ou un omnipraticien, un spécialiste de la vue ou un autre médecin pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux? » Les réponses étaient groupées en deux catégories, de 0 à 6 visites et 7 visites ou plus.

On a demandé aux participants si, au cours des 12 derniers mois, il y avait eu un moment où ils avaient cru avoir eu besoin de soins de santé pour des troubles physiques mais ne les avaient pas obtenus.

Dans le 3^e cycle (1998-1999), l'ENSP a eu recours à la méthode de l'enquête sur la santé communautaire du *Kaiser Permanente Center for Health Research*⁶⁸ pour déterminer les attitudes sur le fait de se soigner soi-même. Les personnes de 18 ans et plus ont été invitées à répondre aux cinq énoncés suivants en donnant leur opinion sur une échelle de 1 à 5, de « tout à fait d'accord » (1) à « entièrement en désaccord » (5) :

- Je préfère les médecins qui me donnent des choix ou des options et qui me laissent décider moi-même quoi faire (codage inversé).
- Les patients ne devraient jamais remettre en question l'autorité du médecin.

- Je préfère que le médecin assume l'entière responsabilité pour mes soins médicaux.
- De façon générale, à l'exception d'une maladie grave, il vaut mieux prendre soin de sa propre santé que de consulter un médecin (codage inversé).
- Il est presque toujours préférable de consulter un médecin que d'essayer de se soigner soi-même.

Les valeurs ont été recodées de 0 à 4, avec codage inversé dans les deux cas précisés ci-dessus, après quoi on les a ramenées avec une cotation sur un indice de 0 à 20, 0 correspondant à la préférence de s'en remettre à un médecin et 20 à celle de se soigner soi-même. Tous les participants ayant un indice de 15 ou plus (22,1 %) étaient considérés comme préférant se soigner eux-mêmes.

L'utilisation de *pilules contraceptives* a été déterminée en demandant aux jeunes filles et aux femmes de 12 à 49 ans : « Au cours du dernier mois, avez-vous pris des pilules contraceptives? »

Les participants étaient considérés comme ayant une *restriction d'activité* s'ils avaient répondu que, en raison d'un problème physique

ou mental ou d'un problème de santé de longue durée, ils étaient limités dans le type ou la quantité des activités qu'ils pouvaient accomplir à la maison, à l'école ou au travail ou dans d'autres activités comme le transport pour aller travailler ou aller à l'école et en revenir, ainsi que dans leurs activités de loisirs. On entend par problème de santé de longue durée un état qui persiste ou devrait persister 6 mois ou plus.

Les *jours d'incapacité* s'entendent du nombre de jours pendant la période de deux semaines précédant leur interview de l'ENSP durant lesquels les répondants ont été alités ou ont dû réduire leurs activités en raison d'une maladie ou d'une blessure.

On a demandé aux participants s'ils étaient habituellement *sans douleurs ou malaises*. On leur a aussi posé des questions sur les médicaments sur ordonnance ou non qu'ils avaient pris au cours de la dernière année (bien que la raison de la consommation de ces médicaments soit inconnue). Les analgésiques comme l'acide acétylsalicylique, l'acétaminophène, la codéine, le Demerol® et la morphine ainsi que les antidépresseurs sont considérés pour cette analyse.

Tableau A

Prévalence de la migraine pour certains facteurs socio-démographiques et pour diverses caractéristiques de la santé, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 et 1996-1997

	1994-1995			1996-1997		
	Taille de l'échantillon	Population estimative	Prévalence de la migraine	Taille de l'échantillon	Population estimative	Prévalence de la migraine
		en milliers	%		en milliers	%
Total	1 366	1 737	7,3	5 804	1 915	7,8
Sexe						
Hommes	346	510	4,3	1 414	515	4,3
Femmes	1 020	1 226	10,1**	4 390	1 400	11,2**
Groupe d'âge						
12 à 24 ans	230	322	6,3	838	296	5,8
25 à 39 ans	487	594	8,1	2 176	695	9,6
40 à 54 ans	388	538	9,3	1 753	619	9,9
55 à 69 ans	175	200	5,6	754	232	6,3
70 ans et plus	86	80	3,7	283	71	3,2
Race						
Blanc	1 279	1 594	7,4	5 392	1 752	8,0*
Non-Blancs	84	131	5,8	386	156	6,3
Éducation						
Études secondaires ou moins	446	529	6,6	1 916	597	7,4
Études postsecondaires partielles ou plus	687	882	8,2**	3 017	1 013	9,0**
Revenu du ménage						
Faible	366	327	8,0	1 068	297	9,2†
Faible-moyen	390	491	7,2	1 322	500	8,1
Moyen-élevé	426	609	7,5	1 695	627	7,9
Élevé	139	241	6,6	636	220	7,1
Fumeur/fumeuse quotidiennement (à un moment quelconque)						
Oui	790	944	8,1**	3 082	1 009	8,8**
Non	575	791	6,5	2 707	902	6,9
Consommation d'alcool						
Régulièrement	632	867	6,6	2 695	942	7,3
À l'occasion/auparavant/jamais	732	868	8,0**	3 064	962	8,5**
Épisode dépressif majeur						
Oui	214	249	19,9**	639	190	19,1**
Non	1 103	1 397	6,6	4 948	1 634	7,2

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillons transversaux, Fichier santé, 1994-1995 et 1996-1997

Nota : Les données faisant défaut pour certaines variables, la somme des données peut ne pas correspondre aux totaux indiqués. Toutes les comparaisons par paires sont significatives, sauf les comparaisons entre les 12 à 24 ans et les 55 à 69 ans, entre les 25 à 39 ans et les 40 à 54 ans en 1994-1995 et en 1996-1997, et entre les 12 à 24 ans et les 25 à 39 ans, ainsi qu'entre les 55 à 69 ans et les 70 ans et plus en 1994-1995 ($p \leq 0,01$, données corrigées pour tenir compte des comparaisons multiples).

† Significativement plus élevé que le taux pour le groupe de revenu « élevé » ($p \leq 0,05$, données corrigées pour tenir compte des comparaisons multiples).

* Significativement plus élevé que le taux pour l'autre dimension de la catégorie ($p \leq 0,05$).

** Significativement plus élevé que le taux pour l'autre dimension de la catégorie ($p \leq 0,01$).

Tableau B

Certains indicateurs de la santé et consommation de médicaments, migraineux et non-migraineux, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 et 1996-1997

	1994-1995		1996-1997	
	Migraineux	Non-migraineux	Migraineux	Non-migraineux
Restriction de l'activité (%)	34,1**	15,0	24,5**	12,0
Habituellement sans douleurs ou malaises (%)	66,9**	84,4	73,1**	88,0
Au cours des deux dernières semaines :				
ont réduit leurs activités (%)	26,4**	11,1	18,8**	9,3
sont restés alités (%)	15,4**	6,2	12,7**	5,3
nombre moyen de jours d'incapacité	2,1**	0,8	1,6**	0,8
Au cours du dernier mois, ont pris :				
des analgésiques (%)	87,5**	59,3	85,5**	62,3
de la codéine/du Demerol®/de la morphine (%)	15,2**	3,4	15,3**	3,7
des antidépresseurs (%)	7,5**	2,4	9,5**	3,0

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillons transversaux, Fichier santé, 1994-1995 et 1996-1997

** Significativement plus élevé que le taux pour les non-migraineux ($p \leq 0,01$).

Tableau C

Utilisation des soins de santé et attitudes des migraineux et des non-migraineux, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 et 1996-1997

	1994-1995		1996-1997	
	Migraineux	Non-migraineux	Migraineux	Non-migraineux
				%
Au moins sept consultations de professionnels de la santé au cours des 12 mois précédents	34,5**	17,2	31,7**	14,6
Séjour à l'hôpital au cours des 12 mois précédents [†]	11,0**	7,6	9,9**	6,8
Ont eu besoin de soins pour un problème physique au cours des 12 mois précédents, mais ne les ont pas obtenus	6,5**	2,6	9,1**	3,6
Préfèrent se soigner eux-mêmes plutôt que consulter un médecin [‡]

Source des données : Enquête nationale sur la population, échantillons transversaux, Fichier santé, 1994-1995 et 1996-1997

[†] Les femmes ayant un enfant de moins d'un an sont exclues, étant donné qu'elles auraient probablement passé au moins 24 heures à l'hôpital pour l'accouchement. \pm 18 ans et plus.

** Significativement plus élevé que le taux pour les non-migraineux ($p \leq 0,01$).

.. Nombres non disponibles.

Tableau D

Certains problèmes de santé des migraineux et des non-migraineux, selon le sexe, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995 et 1996-1997

	1994-1995		1996-1997	
	Migraineux	Non-migraineux	Migraineux	Non-migraineux
	%	%	%	%
Problèmes de santé chroniques				
Allergies alimentaires				
Femmes	14,2**	5,8	15,9**	7,6
Hommes	9,8***	4,1	14,5***	4,6
Autres allergies				
Femmes	35,2**	17,4	39,6**	24,3
Hommes	18,5	16	25,4**	18,3
Asthme				
Femmes	13,6**	6,0	14,1**	7,7
Hommes	5,6†	6,2	8,9*	5,9
Arthrite ou rhumatisme				
Femmes	21,0**	15,2	23,7**	17,1
Hommes	17,0**	9,2	14,3**	9,5
Maux de dos autres que l'arthrite				
Femmes	30,9**	12,1	27,1**	13,4
Hommes	32,6**	13,1	23,9**	12,9
Hypertension				
Femmes	11,7	9,8	11,0	11,4
Hommes	9,7†	7,2	11,5	8,6
Bronchite chronique ou emphysème				
Femmes	8,3**	3,3	6,6**	2,9
Hommes	5,7†*	2,3	4,3†*	2,2
Sinusite				
Femmes	14,8**	4,2	12,8**	4,8
Hommes	13,4†**	2,7	8,1†**	3,2
Ulcères d'estomac ou intestinaux				
Femmes	8,5**	2,9	5,6**	2,5
Hommes	9,4†**	2,9	4,5**	2,5
Au moins trois problèmes de santé chroniques (autres que la migraine)				
Femmes	26,7**	10,4	27,2**	12,8
Hommes	18,6**	7,1	16,4**	7,3
Épisode dépressif majeur				
Femmes	17,2**	6,3	11,7**	4,8
Hommes	9,8**	3,4	6,8**	2,7

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillons transversaux, Fichier santé, 1994-1995 et 1996-1997

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

* Significativement plus élevé que le taux pour les non-migraineux ($p \leq 0,05$).

** Significativement plus élevé que le taux pour les non-migraineux ($p \leq 0,01$).

Cancer du côlon et du rectum : incidence et mortalité

Laurie Gibbons, Chris Waters, Yang Mao et Larry Ellison

Résumé

Objectifs

Le présent article décrit les tendances récentes de l'incidence du cancer du côlon et du rectum et de la mortalité par ce cancer observées chez les hommes et les femmes au Canada, puis analyse plus en détail les tendances observées pour trois sous-sièges.

Sources des données

Les données sur l'incidence du cancer du côlon et du rectum proviennent du Système national de déclaration des cas de cancer et du Registre canadien du cancer. Les données sur la mortalité sont extraites de la Base canadienne de données sur l'état civil. Les données supplémentaires sur la nutrition proviennent de l'Enquête nationale sur la santé de la population.

Techniques d'analyse

Les taux comparatifs d'incidence et de mortalité chez l'homme et chez la femme ont d'abord été calculés, de même que les taux d'incidence et de mortalité selon l'âge par tranche de 10 ans. L'analyse *Jointpoint* a permis de déceler les variations statistiquement significatives des tendances linéaires.

Principaux résultats

Depuis le milieu des années 1980, l'incidence du cancer du côlon et du rectum est à la baisse et le recul est plus prononcé chez la femme que chez l'homme. La diminution de l'incidence est limitée aux tumeurs du côlon distal et du rectum, l'incidence des tumeurs du côlon proximal n'ayant pas varié au cours du temps.

Mots-clés

Côlon, rectum, proximal, distal

Auteurs

Laurie Gibbons (613-951-4426; laurie.gibbons@statcan.ca) et Larry Ellison (613-951-5244; larry.ellison@statcan.ca) travaillent à la Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6. Chris Waters (613-952-3335) et Yang Mao (613-957-1765) travaillent au Bureau du cancer, Santé Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0L2.

Au cours de leur vie, 1 Canadien sur 16 et 1 Canadienne sur 18 seront atteints d'un cancer du côlon et du rectum¹. On estime qu'en l'an 2000, au Canada, 17 000 nouveaux cas de cancer du côlon et du rectum seront diagnostiqués et que 6 500 Canadiens et Canadiennes seront emportés par cette maladie¹. Dans l'ensemble, tous types et sièges de cancer confondus, le cancer du côlon et du rectum occupe la troisième place, après le cancer de la prostate et celui du poumon chez l'homme et après le cancer du poumon et celui du sein chez la femme, en ce qui concerne les nombres de nouveaux cas et de décès par cancer. Dans le cas des tumeurs observées aussi bien chez l'homme que chez la femme, le cancer du côlon et du rectum vient au deuxième rang, après le cancer du poumon, pour ce qui est de l'incidence et de la mortalité.

Au cours des 10 dernières années, on a noté une diminution de l'incidence du cancer du côlon et du rectum et de la mortalité par ce cancer au Canada, ainsi que des différences entre les hommes et les femmes¹. Habituellement, le cancer du côlon et du rectum est étudié comme une entité unique, alors que les tumeurs peuvent

Méthodologie

Sources des données

Les données sur l'incidence du cancer du côlon et du rectum au Canada proviennent du Système national de déclaration des cas de cancer pour la période de 1969 à 1991 et du Registre canadien du cancer pour la période de 1992 à 1996. Chaque année, les registres provinciaux et territoriaux du cancer transmettent les renseignements qu'ils ont recueillis sur tous les cas de cancer diagnostiqués chez les habitants de leur province ou territoire respectif à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada qui tient à jour les deux bases de données susmentionnées. Les données sur la mortalité pour la période de 1969 à 1997 sont extraites de la Base canadienne de données sur l'état civil où sont regroupés les renseignements fournis par les registraires de l'état civil de chaque province et territoire. Les données complémentaires sur la nutrition proviennent du Fichier santé produit pour l'échantillon transversal de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999.

Techniques d'analyse

Les taux comparatifs, c'est-à-dire normalisés selon l'âge, d'incidence et de mortalité ont été calculés en prenant pour référence les chiffres de population du Canada de 1991 afin de tenir compte de l'effet de la variation de la structure par âge de la population au cours du temps. Les estimations démographiques ont été corrigées pour le sous-dénombrement net au recensement de 1971 et des années subséquentes.

On a appliqué un modèle de régression *Joinpoint* et des tests de permutation à tous les taux comparatifs d'incidence selon le sexe, le sous-siège et l'âge calculés pour la période de 1979 à 1996, afin de déceler les variations des tendances linéaires². Pour la plupart de ces taux, l'année où la tendance linéaire varie de façon significative est 1985. Font exception le taux global d'incidence du cancer du côlon et du rectum chez l'homme (1984), le taux d'incidence du cancer du côlon proximal chez l'homme (1983) et le taux d'incidence du côlon proximal chez la femme (1983).

On a calculé les taux d'incidence et de mortalité selon l'âge par tranche de 10 ans, à partir de 40 ans jusqu'à 80 ans et plus. Puis, on a examiné la variation des taux annuels — comparatifs et selon l'âge — d'incidence et de mortalité en calculant la variation annuelle moyenne en pourcentage (VAMP) pour deux périodes de référence, c'est-à-dire de 1969 à 1985 et de 1986 à 1996 (l'incidence) ou 1997 (la mortalité), choisies d'après les résultats de l'analyse *Joinpoint*. On a ajusté un modèle linéaire aux taux après leur avoir fait subir une transformation logarithmique. Pour analyser les taux selon l'âge, on a recouru à la régression de Poisson. Pour les deux méthodes, la VAMP est égale à $100(e^{\beta}-1)$, où β représente la pente de la droite de régression. Comme $|\beta| \leq 0.05$, $e^{\beta} = 1 + \beta$, 100β s'approche fortement de la VAMP. Enfin, on a appliqué un test *t* à l'écart entre les pentes que l'on a interprété comme étant l'écart entre les valeurs de la VAMP.

Pour obtenir les renseignements sur le sous-siège de la tumeur le long du gros intestin, on a examiné les données sur l'incidence et sur la mortalité recueillies selon le code à quatre chiffres de la *Classification internationale des maladies* ou CIM. Les tumeurs dont le siège n'était pas enregistré ont été classées dans la catégorie « siège non précisé » ou « autre siège ». Les données sur l'incidence

de 1969 à 1978 (*Classification internationale des maladies, huitième révision*³) montrent une forte proportion (29 %) de tumeurs du côlon sans autre précision. Par contre, pour 1979 et les années subséquentes (*Classification internationale des maladies, neuvième révision*⁴), la proportion de tumeurs dont l'emplacement n'est pas précisé a baissé pour s'établir à 13 %. Par conséquent, on ne s'est servi que des renseignements codés selon la CIM-9 pour étudier l'incidence selon le sous-siège. Malheureusement, il n'a pas été possible d'étudier les données sur la mortalité selon le sous-siège, à cause de la très forte proportion (64 %) de décès dus à des tumeurs du côlon et du rectum de sous-siège non précisé enregistrés de 1979 à 1997.

Pour comparer l'incidence du cancer du côlon et du rectum selon l'âge et le sous-siège chez l'homme et chez la femme, on a calculé le rapport du taux d'incidence chez l'homme au taux chez la femme, plus précisément le rapport des taux d'incidence selon l'âge chez l'homme et chez la femme. Un rapport supérieur à 1 indique que l'incidence est plus forte chez l'homme, tandis qu'un rapport inférieur à 1 signifie qu'elle est plus élevée chez la femme.

Les cas de cancer du côlon et du rectum diagnostiqués en 1992 et dont fait état le Registre canadien du cancer ont présidé au calcul des taux brut et relatif de survie sur cinq ans au moyen du module *strel*⁵ du logiciel STATA⁶. En l'absence de données sur les décès survenus au Québec, cette province a été exclue de l'analyse. De même, tous les cas de cancer du côlon et du rectum auxquels étaient associés d'autres antécédents de quelque forme de cancer ont été exclus de l'analyse, au même titre que les cas pour lesquels seule une autopsie ou seul un certificat de décès a révélé la présence d'un cancer du côlon et du rectum. Dans la plupart des cas, les taux relatifs de survie ont été calculés d'après les tables de survie provinciales de 1991; cependant, pour l'Île-du-Prince-Édouard, le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest, le calcul a été fait selon les tables de survie nationales.

Limites

Comme les données sur l'incidence du cancer sont fournies par les registres provinciaux et territoriaux du cancer, les méthodes d'enregistrement des nouveaux cas, ainsi que celles appliquées pour déterminer si un cancer est invasif, pourraient varier. Toutefois, depuis 1984, l'enregistrement des tumeurs s'est uniformisé au Canada; on estime que les données sur l'incidence du cancer sont complètes à 95 %, mais le chiffre pourrait varier selon la province et le siège ou le type de cancer⁷. Quoi qu'il en soit, les méthodes d'enregistrement varient d'une province à l'autre, ce qui limite quelque peu l'interprétation des écarts interprovinciaux.

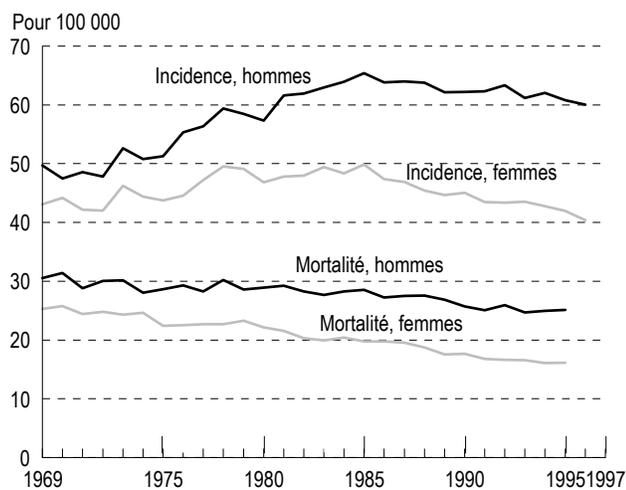
De 1969 à 1991, les données sur les nouveaux cas de cancer ont été recueillies par le Système national de déclaration des cas de cancer, qui était axé sur l'événement, et qui ne permettait pas le couplage des enregistrements au niveau national pour repérer les personnes atteintes de plus d'une tumeur primaire. Par conséquent, avant 1991, on ne procédait pas à l'élimination systématique des enregistrements en double lorsqu'un patient était enregistré dans plus d'une province⁷. Même si on limite les renseignements sur le sous-siège aux données codées selon la CIM-9, il se pourrait que des modifications du classement dans la catégorie « autre siège » ou « siège non précisé » aient eu lieu entre 1979 et 1996.

se manifester à divers endroits, ou sous-sièges, le long du gros intestin. Or, les tendances qui se dégagent au fil du temps peuvent varier selon le sous-siège et le sexe. Les stratégies de prévention du cancer du côlon et du rectum, comme le dépistage précoce ou la réduction de l'exposition aux facteurs de risque connus, peuvent avoir des effets différents chez l'homme et chez la femme et influencer sur les sous-sièges où s'observent les tumeurs. L'étude approfondie des écarts entre les taux d'incidence et de mortalité observés chez l'homme et chez la femme, particulièrement pour chaque sous-siège, permettrait de formuler certaines hypothèses quant aux causes du cancer du côlon et du rectum et à l'efficacité des mesures de prévention primaire et secondaire de cette maladie.

Le présent article décrit les tendances récentes de l'incidence du cancer du côlon et du rectum et de la mortalité par ce cancer observées chez l'homme et chez la femme de 40 ans et plus, de 1969 à 1996. On y examine aussi l'incidence de ce type de cancer selon l'emplacement de la tumeur, plus précisément à trois sous-sièges (côlon proximal, côlon distal et rectum) de 1979 à 1996 (voir *Méthodologie, Définitions et Cancer du côlon et du rectum*).

Graphique 1

Taux comparatifs d'incidence et de mortalité, cancer du côlon et du rectum, hommes et femmes, Canada, 1969 à 1996 (incidence) ou 1997 (mortalité)



Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1969 à 1991), Registre canadien du cancer (1992 à 1996), Base canadienne de données sur l'état civil

Nota : Les taux comparatifs sont calculés en prenant pour référence les chiffres de population du Canada de 1991, corrigés pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement.

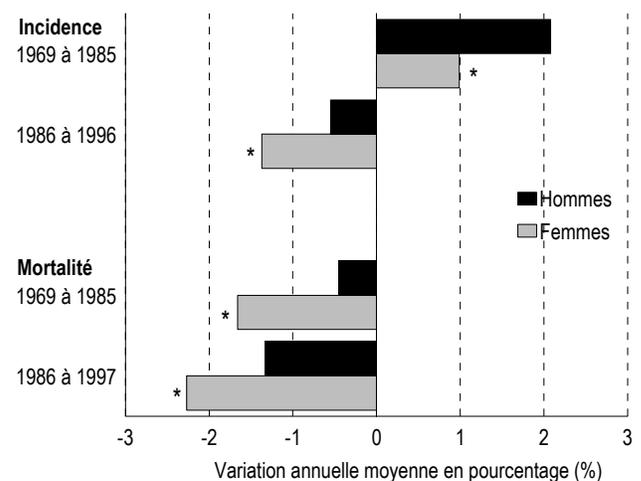
Tendances globales

Le taux global d'incidence du cancer du côlon et du rectum a augmenté tant chez l'homme que chez la femme de 1969 à 1985, puis a diminué, et ce de façon plus prononcée chez la femme (graphique 1). Chez l'homme, le taux d'incidence du cancer du côlon et du rectum a augmenté annuellement de 2,08 % de 1969 à 1985, puis a diminué annuellement de 0,55 % de 1986 à 1996. Chez la femme, il a augmenté annuellement de 0,99 % jusqu'en 1985, puis il a diminué de 1,37 % par an. Les taux de croissance et de décroissance diffèrent l'un et l'autre significativement selon le sexe (graphique 2).

Le taux comparatif global de mortalité par cancer du côlon et du rectum est à la baisse depuis 1969 (graphique 1). Chez l'homme, la mortalité a diminué annuellement de 0,45 % de 1969 à 1985, puis de 1,33 % après cela. Chez la femme, le taux de mortalité a baissé à un taux nettement plus élevé lors des deux périodes de référence, la variation annuelle moyenne en pourcentage étant de 1,66 % de 1969 à 1985 et de 2,27 % de 1986 à 1997 (graphique 2).

Graphique 2

Variation annuelle moyenne en pourcentage, cancer du côlon et du rectum, incidence et mortalité, Canada, de 1969 à 1985 et de 1986 à 1997



Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1969 à 1991), Registre canadien du cancer (1992 à 1996), Base canadienne de données sur l'état civil

* L'écart entre les hommes et les femmes est statistiquement significatif ($p \leq 0,05$).

Définitions

De 1969 à 1978, le cancer du côlon et du rectum était enregistré conformément aux codes de la *Classification internationale des maladies, Huitième révision*³ (CIM-8). Les codes utilisés pour repérer les sous-sièges pertinents du cancer du côlon et du rectum sont :

Côlon proximal : 153.0, caecum, appendice et côlon ascendant; 153.1, côlon transverse, y compris les angles hépatique et splénique.

Côlon distal : 153.2, côlon descendant; 153.3, côlon sigmoïde.

Rectum : 154.0, jonction rectosigmoïdienne; 154.1, rectum.

Siège non précisé : 153.8, gros intestin (y compris le côlon), région non précisée; 153.9, tractus intestinal, région non précisée.

À partir de 1979, le cancer du côlon et du rectum a été déclaré selon les codes 153 et 154 de la *Classification internationale des maladies, Neuvième révision* (CIM-9)⁴. Les codes de la CIM-9 utilisés pour repérer les sous-sièges sont :

Côlon proximal : 153.0, angle hépatique; 153.1, côlon transverse; 153.4, caecum; 153.5, appendice; 153.6, côlon ascendant; 153.7, angle splénique.

Côlon distal : 153.2, côlon descendant; 153.3, côlon sigmoïde.

Rectum : 154.0, jonction rectosigmoïdienne; 154.1, rectum.

Siège non précisé : 153.8, autres; 153.9, côlon, siège non précisé; 159.0 tractus intestinal, région non précisée.

Incidence : Nombre de nouveaux cas de cancer du côlon et du rectum diagnostiqués chaque année.

Mortalité : Nombre de décès survenus durant l'année dont la cause sous-jacente est le cancer du côlon et du rectum.

Taux comparatif : Nombre de nouveaux cas de cancer du côlon et du rectum ou de décès dus au cancer du côlon et du rectum pour 100 000 personnes qui seraient survenus dans la population type (population du Canada de 1991) si les taux courants selon l'âge pour une population donnée avaient été observés au sein de la population type.

Taux selon l'âge : Nombre de nouveaux cas de cancer du côlon et du rectum ou de décès dus au cancer du côlon et du rectum survenus chaque année, exprimé en taux pour 100 000 personnes appartenant au groupe d'âge observé.

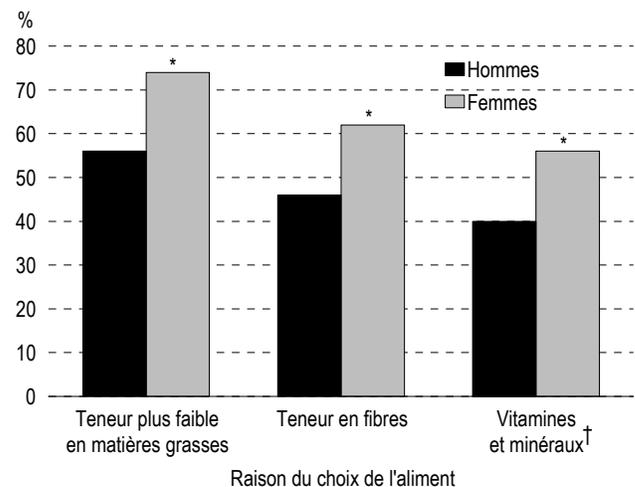
Taux brut de survie : Estimation de la probabilité de survie pour l'ensemble des causes de décès à l'issue d'une période de temps prédéterminée. Dans la présente analyse, le taux brut de survie a été établi pour la période de cinq ans consécutive à l'obtention du diagnostic de cancer du côlon et du rectum.

Taux relatif de survie : Rapport entre le nombre de survivants observés au sein du groupe à l'étude et le nombre de survivants parmi la population en général qui partage des caractéristiques semblables à celles du groupe à l'étude⁸. Dans la présente analyse, le taux de mortalité sur une période de cinq ans parmi les patients atteints d'un cancer du côlon et du rectum a été comparé au taux de mortalité sur cinq ans de l'ensemble de la population pour laquelle le sexe, l'âge et la province de résidence sont identiques à ceux des patients atteints.

Selon des études menées aux États-Unis, depuis le milieu des années 1980, l'incidence du cancer du côlon et du rectum et la mortalité due à ce cancer ont fléchi parmi les populations blanches⁹⁻¹¹. Ces études, qui ont permis d'examiner les tendances de l'incidence et de la mortalité selon le stade de la tumeur au moment du diagnostic, indiquent que la baisse de la mortalité tient en grande partie à l'augmentation du taux de dépistage du cancer du côlon et du rectum chez ces populations⁹⁻¹¹. Les tumeurs du côlon et du rectum sont découvertes à un stade plus précoce de l'évolution de la maladie, situation qui rend le pronostic plus favorable pour de nombreuses personnes. La présente analyse ne permet toutefois pas de vérifier ces hypothèses, parce qu'on ne dispose pas encore de données complètes sur le stade des tumeurs. Bien qu'il n'existe aucun programme officiel de dépistage du cancer du côlon et du rectum au Canada, il est probable que le taux de dépistage non officiel ait augmenté ces 20 dernières années, et que cela ait contribué à la baisse de la mortalité par cancer du côlon et du rectum.

L'écart entre les taux de décroissance de la mortalité chez l'homme et chez la femme reflète le

Graphique 3
Proportion de la population à domicile âgée de 15 ans et plus qui a choisi certains aliments pour des raisons particulières, selon le sexe, Canada, territoires non compris, 1998-1999



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

[†] Exclut le calcium et le fer, pour lesquels l'écart entre les hommes et les femmes était aussi significatif.

* L'écart entre les hommes et les femmes est statistiquement significatif ($p \leq 0,05$).

taux plus élevé de décroissance de l'incidence du cancer du côlon et du rectum chez la femme que chez l'homme depuis 1985, phénomène également observé aux États-Unis⁹⁻¹¹. On ignore encore les raisons de cette tendance, mais selon certains, la modification de l'exposition aux facteurs de risque liés au régime alimentaire et au taux d'hormones pourrait protéger les femmes contre ce cancer¹².

Les femmes consomment peut-être aussi moins de matières grasses et plus de légumes et de fibres que les hommes^{12,13}. Des données récentes tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1998-1999, selon lesquelles les Canadiennes s'inquiéteraient davantage de leur alimentation que leurs homologues masculins, soutiennent cette thèse. Par exemple, une proportion nettement plus forte de femmes (33 %) que d'hommes (23 %) disent choisir ou éviter certains aliments par crainte de développer un cancer. Le choix d'aliments particuliers décrits dans l'ENSP donne à penser que le régime alimentaire suivi par les Canadiennes pourrait effectivement les protéger contre le cancer du côlon et du rectum (graphique 3). En 1998-1999, les femmes étaient nettement plus susceptibles que les hommes de choisir leurs aliments pour leur faible teneur en matières grasses

et leur forte teneur en fibres. En outre, une proportion plus forte de femmes que d'hommes choisissaient leurs aliments d'après leur teneur en vitamines et en minéraux.

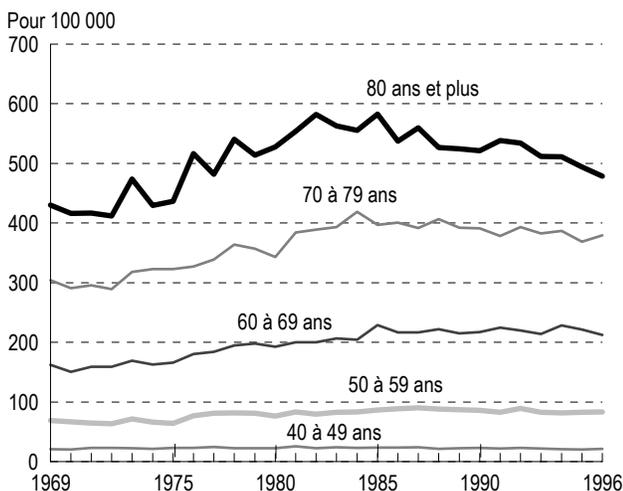
De surcroît, le recours croissant à la contraception orale et à l'hormonothérapie substitutive (hormones exogènes) au cours des dernières décennies pourrait avoir offert aux femmes une protection significative contre le cancer du côlon et du rectum¹⁴⁻¹⁶.

Tendances de l'incidence selon l'âge

L'incidence du cancer du côlon et du rectum augmente avec l'âge, aussi bien chez l'homme que chez la femme (graphiques 4 et 5). Cependant, la tendance temporelle—l'augmentation observée de 1969 à 1985 et le déclin subséquent—s'est fait sentir chez l'homme et chez la femme dans la plupart des groupes d'âge.

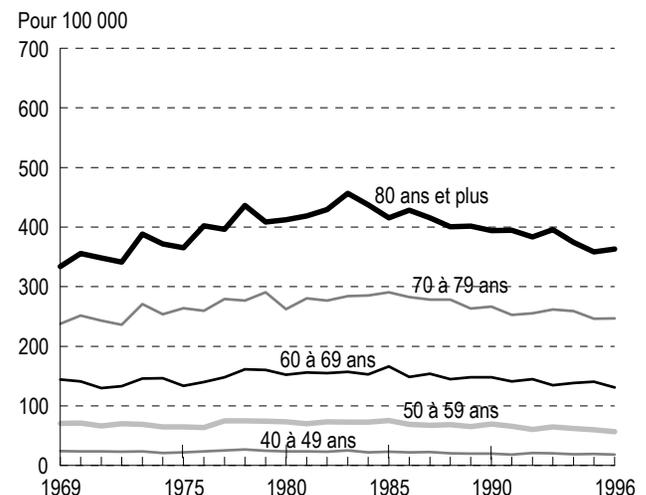
De 1969 à 1985, la hausse du taux d'incidence a été nettement plus forte chez l'homme que chez la femme, et ce, pour tous les groupes d'âge, à l'exception du plus jeune. De 1986 à 1996, le taux d'incidence a diminué nettement plus chez les femmes de 60 à 69 ans et de 70 à 79 ans que chez les hommes du même âge (graphique 6).

Graphique 4
Taux d'incidence selon l'âge, cancer du côlon et du rectum, hommes de 40 ans et plus, Canada, de 1969 à 1996



Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1969 à 1991), Registre canadien du cancer (1992 à 1996)

Graphique 5
Taux d'incidence selon l'âge, cancer du côlon et du rectum, femmes de 40 ans et plus, Canada, de 1969 à 1996



Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1969 à 1991), Registre canadien du cancer (1992 à 1996)

Cancer du côlon et du rectum

Les tumeurs qui se forment dans le côlon et dans le rectum ont pour origine des polypes, ou adénomes, qui se développent à la suite d'une série de mutations géniques causées par plusieurs facteurs héréditaires ou environnementaux. S'ils ne sont pas décelés sur une période de 10 à 15 ans, ces polypes bénins peuvent se transformer en tumeurs malignes¹⁷. Deux syndromes génétiques augmentent le risque de présenter un cancer du côlon et du rectum, à savoir la polypose recto-colique familiale et le cancer colique héréditaire sans polypose. Ces syndromes représentent, respectivement, moins de 1 % et environ 2 % de l'ensemble des tumeurs du côlon et du rectum¹⁷.

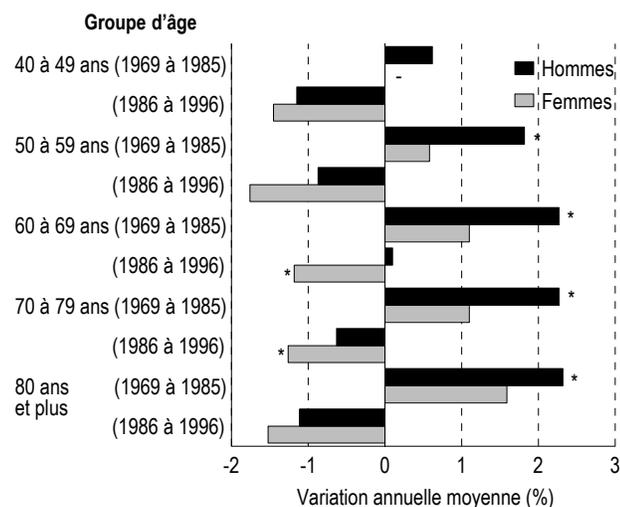
Chez les personnes qui ne présentent aucun de ces syndromes, la prédisposition au cancer du côlon et du rectum dépend malgré tout des antécédents familiaux. Les personnes dont un parent du premier degré est atteint d'un cancer du côlon et du rectum sont deux fois plus susceptibles d'être atteintes elles-mêmes de cette forme de cancer que celles pour lesquelles il n'existe aucun antécédent familial de la maladie¹⁷. Les personnes qui souffrent d'une maladie intestinale inflammatoire, comme la maladie de Crohn ou la colite, courent aussi un plus grand risque que les autres d'être atteintes d'un cancer du côlon et du rectum¹⁷. Les études épidémiologiques montrent des associations entre plusieurs facteurs de risque modifiables et la manifestation d'adénomes colorectaux, ainsi que leur transformation subséquente en carcinome du côlon et du rectum. De nombreux aspects du régime alimentaire ont été examinés. Ces travaux semblent indiquer qu'il existe un lien direct entre la consommation de viande rouge et le

cancer du côlon et du rectum, mais que la consommation de fruits, de légumes et d'aliments riches en fibres aurait un effet protecteur¹⁸⁻²⁰. Certaines études indiquent que l'activité physique réduit le risque de cancer du côlon et du rectum^{18,21}, de même que la consommation d'acide acétylsalicylique et d'autres anti-inflammatoires non stéroïdiens^{22,23}. On a également montré que la prise d'hormones exogènes – sous forme de contraceptifs oraux ou d'hormones de substitution – a un effet protecteur chez la femme¹⁴⁻¹⁶. Enfin, des travaux montrent que la consommation d'alcool et la consommation prolongée de cigarettes peuvent jouer un rôle dans le développement des tumeurs du côlon et du rectum^{18,24,25}.

Il existe plusieurs moyens de dépister le cancer du côlon et du rectum, y compris la recherche de sang occulte dans les selles, le lavement baryté à double contraste, la sigmoïdoscopie au fibroscope et la coloscopie. Les personnes chez lesquelles on dépiste le cancer du côlon et du rectum à un stade précoce survivent plus longtemps que celles chez lesquelles on pose le diagnostic après que la tumeur se soit étendue¹⁷. Selon des études menées aux États-Unis, en cas de tumeur localisée, le taux de survie à cinq ans est presque de 90 % pour le cancer du côlon et de 80 % pour le cancer du rectum; le taux de mortalité à cinq ans est de 50 % en cas de tumeur localisée²⁶. Le dépistage du cancer du côlon et du rectum permet parfois de déceler des polypes bénins avant qu'ils ne deviennent cancéreux. L'ablation chirurgicale de la tumeur est le mode principal de traitement du cancer du côlon et du rectum. Toutefois, les patients chez lesquels la maladie a progressé à un stade avancé peuvent également être traités par chimiothérapie et par radiothérapie.

Graphique 6

Variation annuelle moyenne en pourcentage, taux d'incidence selon l'âge, cancer du côlon et du rectum, hommes et femmes, 1969 à 1985 et 1986 à 1996



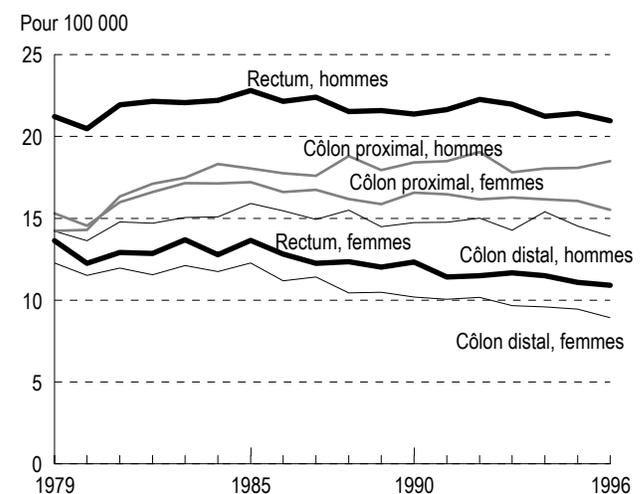
Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1969 à 1991), Registre canadien du cancer (1992 à 1996)

- Néant.

* L'écart entre les hommes et les femmes est statistiquement significatif ($p \leq 0,05$).

Graphique 7

Taux comparatifs d'incidence, cancer du côlon et du rectum, hommes et femmes, selon le sous-siège, Canada, 1979 à 1996



Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1969 à 1991), Registre canadien du cancer (1992 à 1996)

Nota : Les taux comparatifs sont calculés en prenant pour référence les chiffres de population du Canada de 1991, corrigés pour tenir compte du sous-dénombrement net au recensement.

Tendances de l'incidence selon le sous-siège

L'analyse a considéré trois sous-sièges du cancer du côlon et du rectum. Les tumeurs observées dans le côlon supérieur, ou ascendant, ont été regroupées dans le sous-siège du côlon proximal. Quant aux tumeurs situées sous l'angle splénique, dans le côlon descendant, elles ont été considérées comme étant localisées dans le côlon distal. Enfin, le rectum constitue le sous-siège des tumeurs sises en dessous du côlon sigmoïde.

La répartition de l'incidence du cancer du côlon et du rectum selon le sous-siège et les tendances de l'incidence à ces divers sous-sièges au fil du temps varient selon le sexe (graphique 7). Chez l'homme, les tumeurs du rectum sont celles dont l'incidence est la plus forte, suivies par les tumeurs du côlon proximal, puis celles du côlon distal. En revanche, chez la femme, le sous-siège principal du cancer du côlon et du rectum est le côlon proximal, suivi par le rectum, puis par le côlon distal.

De 1979 à 1985, chez l'homme, le taux d'incidence a augmenté pour les trois sous-sièges, mais surtout pour le côlon proximal (variation annuelle moyenne en pourcentage de 4,56 %) (graphique 8). Après 1985, on note un léger recul de l'incidence du cancer

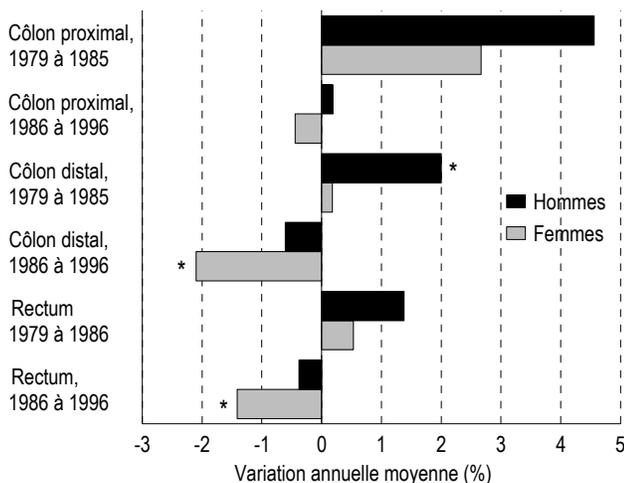
du côlon distal et de celui du rectum (variation annuelle moyenne en pourcentage : $-0,61\%$ et $-0,38\%$, respectivement), mais une très légère hausse persistante de l'incidence du cancer du côlon proximal ($0,19\%$).

Chez la femme, l'incidence du cancer du côlon proximal a augmenté annuellement de $2,67\%$ de 1979 à 1985, puis a diminué légèrement ($-0,44\%$). Après avoir augmenté légèrement de 1979 à 1985, les taux d'incidence du cancer du côlon distal et du rectum ont baissé ($-2,10\%$ et $-1,41\%$, respectivement). Pour la période de 1986 à 1996, on constate des écarts importants entre les taux annuels de décroissance de l'incidence du cancer du côlon distal et du cancer du rectum enregistrés chez l'homme et chez la femme.

La baisse du nombre de nouveaux cas de cancer du côlon distal et du rectum diagnostiqués chez l'homme et chez la femme depuis le milieu des années 1980 pourrait tenir en partie au taux croissant de dépistage du cancer du côlon et du rectum au moyen du sigmoïdoscope flexible²⁷. L'usage non officiel de cet instrument de dépistage au Canada a peut-être permis de déceler un plus grand nombre d'adénomes bénins du côlon distal et du rectum, ce qui a par conséquent pu faire baisser l'incidence des tumeurs malignes à ces sièges.

Les tumeurs du côlon proximal, quant à elles, sortent du champ d'examen visuel du sigmoïdoscope flexible. Seul un coloscope permet de visualiser l'entièreté du côlon et de dépister des tumeurs ou des polypes bénins du côlon proximal. Selon deux études publiées récemment, le dépistage par coloscopie chez des hommes asymptomatiques permet de déceler le cancer avancé du côlon proximal^{28,29}. Bien que la présence de polypes distaux soit un prédicteur d'une néoplasie proximale, dans le cas des deux études, la moitié environ des sujets atteints d'une tumeur du côlon proximal ne présentaient pas de polypes distaux, si bien que le dépistage par sigmoïdoscopie uniquement n'aurait pas permis de déceler leur tumeur. Certains chercheurs s'efforcent de mettre au point un test de dépistage basé sur la recherche de sang occulte dans les selles suivi, si le résultat est positif, d'un examen par coloscopie³⁰⁻³³. Au Canada, il se pourrait que le

Graphique 8
Variation annuelle moyenne en pourcentage, incidence du cancer du côlon et du rectum, hommes et femmes, selon le sous-siège, Canada, 1979 à 1985 et 1986 à 1996



Sources des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1969 à 1991), Registre canadien du cancer (1992 à 1996)

* L'écart entre les hommes et les femmes est statistiquement significatif ($p \leq 0,05$).

Taux de survie

L'estimation du taux brut de survie sur cinq ans dans les cas de cancer du côlon et du rectum diminue avec l'âge. Parmi les personnes chez lesquelles le diagnostic d'un tel cancer a été posé entre 40 et 49 ans, 57 % des hommes et 64 % des femmes y survivront cinq ans. Pour les cas diagnostiqués entre 80 et 99 ans, les proportions correspondantes sont de 24 % chez les hommes et de 30 % chez les femmes. Ce sont là des chiffres auxquels il faut bien sûr s'attendre, car le taux brut de survie témoigne de la mortalité liée à toutes les causes de décès, et non pas seulement au cancer.

Le taux relatif de survie permet de comparer le taux de mortalité de patients atteints de cancer à celui de l'ensemble de la population qui partage les mêmes caractéristiques en ce qui concerne l'âge, le sexe et la province de résidence. Au Canada, un homme qui a reçu un diagnostic de cancer du côlon et du rectum et dont l'âge se situe entre 60 et 69 ans a une probabilité de survie sur cinq ans de l'ordre de 56 % comparativement aux hommes du même groupe d'âge qui résident dans la même province et qui ne souffrent pas d'un tel cancer. Chez les femmes du même groupe d'âge, le taux relatif de survie est de 62 %. Entre 80 et 99 ans, le taux relatif de survie n'est plus que de 50 % chez les hommes et de 51 % chez les femmes.

Taux brut et relatif de survie sur cinq ans, hommes et femmes de 40 ans et plus, selon le sexe et l'âge lors du diagnostic, cas de cancer du côlon et du rectum diagnostiqués en 1992[†]

	Taux brut de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %
	%		%	
Hommes				
40 à 49 ans	57	51-62	58	52-63
50 à 59 ans	56	53-60	59	56-63
60 à 69 ans	50	47-52	56	54-59
70 à 79 ans	42	39-44	56	53-60
80 à 99 ans	24	21-27	50	44-56
40 à 99 ans	45	43-46	56	54-58
Femmes				
40 à 49 ans	64	58-70	65	59-71
50 à 59 ans	62	58-66	64	59-68
60 à 69 ans	58	55-60	62	59-65
70 à 79 ans	49	47-52	59	56-62
80 à 99 ans	30	27-33	51	47-56
40 à 99 ans	49	48-51	59	57-61

Source des données : Registre canadien du cancer, 1992
[†] Excluant les cas diagnostiqués au Québec.

recours à ce test ne soit pas encore systématique et (ou) que le temps écoulé ne soit pas encore suffisant pour constater la baisse prévue de l'incidence du cancer du côlon et du rectum à tous les sous-sièges, y compris le côlon proximal.

Rapports homme-femme des taux d'incidence

Les rapports homme-femme des taux d'incidence selon l'âge calculés pour comparer l'incidence du cancer du côlon et du rectum selon le sexe, l'âge et le sous-siège indiquent, pour un groupe d'âge donné, si la proportion de tumeurs du rectum est plus forte chez l'homme que chez la femme. Un rapport supérieur à 1,00 indique une incidence plus élevée chez l'homme, tandis qu'un rapport inférieur à 1,00 témoigne d'une incidence plus élevée chez la femme. Ainsi, en 1996, le taux global d'incidence du cancer du côlon et du rectum était de 60,04 nouveaux cas pour 100 000 hommes et de 40,41 nouveaux cas pour 100 000 femmes, d'où un rapport homme-femme des taux d'incidence de l'ordre de 1,49 (60,04 divisé par 40,41).

Pour l'ensemble des groupes d'âge, le rapport homme-femme des taux d'incidence pour les cas de cancer du côlon proximal était presque égal à 1,00 tout au cours de la période étudiée (tableau A en annexe). De plus, ce rapport ne présentait guère d'écart significatif entre les différents groupes d'âge.

En 1996, le rapport des taux d'incidence associé au cancer du côlon distal révélait une incidence plus élevée chez l'homme que chez la femme aux âges plus avancés. Cependant, dans les premières années de la période étudiée, c'est-à-dire chez les personnes qui étaient alors dans la quarantaine ou la cinquantaine, le taux d'incidence du cancer du côlon distal était en fait plus élevé chez la femme.

De même, en 1996, l'incidence du cancer du rectum était plus élevée chez l'homme que chez la femme dans l'ensemble des groupes d'âge. Un écart plus marqué a été observé parmi les personnes qui avaient entre 60 et 80 ans. Qui plus est, cette incidence plus marquée chez l'homme s'est maintenue dans tous les groupes d'âge depuis 1979, sauf dans quelques petites exceptions observées au début des années 1980.

Tableau 1

Variation annuelle moyenne en pourcentage, cancer du côlon et du rectum, incidence et mortalité, hommes et femmes, Canada et provinces, 1969 à 1985 et 1986 à 1996 (incidence) ou 1997 (mortalité)

	Canada	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Variation annuelle moyenne en pourcentage (%)											
Incidence, 1969 à 1985											
Hommes	2,08	2,36	2,42	1,03	2,10	3,94*	1,36	1,76	2,48	2,34	1,26
Femmes	0,99	2,94*	0,84	-0,76*	0,95	2,69*	0,35	0,68	1,29	1,24	0,34
Mortalité, 1969 à 1985											
Hommes	-0,45	0,11	-1,39	-1,44	-0,06	-0,31	-0,55	0,84	0,62	-0,66	-1,08
Femmes	-1,60	0,74*	-4,43*	-2,70	-2,54	-1,72	-1,54	-1,14	0,43*	-1,77	-2,14
Incidence, 1986 à 1996											
Hommes	-0,55	1,33*	-1,27	-0,84	-0,16	-0,36	-0,76	-0,31	-0,54	-0,01	-0,81
Femmes	-1,37	-1,00	4,62*	-1,25	-1,99	-1,43	-1,36	-1,39	-1,28	-1,08	-1,51
Mortalité, 1986 à 1997											
Hommes	-1,33	-0,86	0,48	-1,56	-2,67	-0,17	-2,05	-1,70	-0,02	-1,35	-1,89
Femmes	-2,27	-2,72	1,11*	-1,01	-1,59	-1,31	-2,81	-2,11	-3,48	-3,90	-2,70

Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1969 à 1991), Registre canadien du cancer (1992 à 1996), Base canadienne de données sur l'état civil

* La pente de la droite de régression diffère de façon significative de celle obtenue pour le Canada ($p \leq 0,05$).

On ne peut dire exactement ce pourquoi l'incidence du cancer du côlon distal et du rectum est plus faible chez la femme que chez l'homme. D'aucuns pensent que la vulnérabilité des diverses régions du côlon aux agents cancérigènes pourrait varier en fonction de divers facteurs biologiques intestinaux³³. Par exemple, certains facteurs génétiques pourraient jouer un rôle important dans le développement des tumeurs du côlon proximal, tandis que certains facteurs externes de risque, comme le régime alimentaire, l'exercice et la prise d'hormones, pourraient être associés davantage aux tumeurs du côlon distal³³. Le taux plus élevé d'incidence du cancer du rectum et du côlon distal chez l'homme pourrait ainsi être dû à une plus grande exposition aux facteurs de risque qui causent spécifiquement des tumeurs à ces sous-sièges. Le fait que les rapports homme-femme des taux d'incidence soient plus faibles pour le cancer du côlon distal chez les personnes de moins de 60 ans (jusqu'au milieu des années 1980) pourrait signifier que les facteurs de risque qui influent sur chaque sous-siège varient selon le sexe ou bien que, pour chaque sous-siège, les facteurs de risque sont les mêmes, mais que la période de latence diffère.

Chez les femmes de 60 à 69 ans, l'incidence du cancer du côlon distal a commencé à baisser au milieu des années 1980, tout comme l'incidence du cancer du rectum chez les femmes de plus de 50 ans. Cela donne à penser que l'exposition à certains effets protecteurs a augmenté ou que l'exposition à un ou plusieurs facteurs de risque a diminué. D'après l'une des hypothèses avancées, chez certaines femmes, les hormones endogènes auraient empêché le développement de tumeurs du côlon distal et du rectum et le recours croissant aux hormones exogènes, sous forme d'hormonothérapie substitutive ou de contraception orale, aurait fait baisser encore davantage l'incidence de ces tumeurs depuis le milieu des années 1980. Les données montrent que cet effet protecteur supposé ne s'étend pas aux tumeurs du côlon proximal, soutenant donc la thèse selon laquelle le processus cancérigène varie selon le sous-siège colique.

Incidence et mortalité selon la province

De 1986 à 1996, chez l'homme, comparativement aux taux nationaux, les taux d'incidence ont augmenté de façon significative à Terre-Neuve. Chez la femme, durant la même période, les taux

d'incidence et les taux de mortalité ont augmenté de façon significative à l'Île-du-Prince-Édouard, mais les chiffres pourraient être imprécis parce que les calculs se fondent sur un faible nombre de cas.

Les causes des écarts interprovinciaux restent à déterminer. L'exposition aux facteurs de risque de cancer du côlon et du rectum pourrait varier selon la province, de même que les taux de dépistage. (Voir les tableaux B à E en annexe pour les taux provinciaux d'incidence et de mortalité selon le sexe.)

Mot de la fin

Les taux d'incidence du cancer du côlon et du rectum et de mortalité par ce cancer ont diminué ces dernières années. La mortalité liée au cancer du côlon et du rectum est à la baisse depuis 1969, bien que les taux d'incidence n'aient commencé à diminuer qu'au milieu des années 1980.

La diminution de la mortalité pourrait tenir en partie aux mesures de dépistage du cancer du côlon et du rectum qui permettent de déceler les tumeurs à un stade précoce et de les traiter plus facilement. Le dépistage et le traitement des polypes pré-neoplasiques pourraient avoir contribué au recul de l'incidence du cancer du côlon et du rectum. L'adoption d'un régime alimentaire et d'un mode de vie plus sains a vraisemblablement aussi contribué à la baisse. Le taux de décroissance de la mortalité et de l'incidence a été beaucoup plus élevé chez la femme que chez l'homme, sauf dans le cas des tumeurs du côlon proximal.

La baisse plus rapide de l'incidence du cancer du côlon distal et du rectum chez la femme pourrait être due à une protection intrinsèque contre ces deux formes de cancer grâce à la sécrétion naturelle d'hormones. De même, une exposition différente aux facteurs de risque externes, comme le régime alimentaire, l'exercice et la prise thérapeutique d'hormones, pourrait, chez la femme, avoir accentué le taux de décroissance du cancer observé à ces deux sous-sièges.

Le cancer du côlon proximal semble avoir d'autres causes que les tumeurs observées aux autres sous-sièges coliques. Son taux d'incidence paraît avoir été assez peu influencé par les changements qui pourraient avoir provoqué une diminution de

l'incidence du cancer du côlon distal et du rectum au fil du temps et ne semble pas être influencé par des différences liées au sexe.

Les résultats susmentionnés ont certaines conséquences en matière de santé publique. En premier lieu, les stratégies de prévention primaire du cancer du côlon et du rectum (c'est-à-dire l'augmentation ou la diminution de l'exposition à certains facteurs externes) pourraient avoir des effets différents chez l'homme et chez la femme.

La répartition des sous-sièges du cancer du côlon et du rectum selon le sexe et l'évolution différente de l'incidence de ces diverses tumeurs au fil du temps semblent indiquer que le cancer du côlon et du rectum pourrait englober deux maladies distinctes ayant des causes différentes, voire plus que deux. Cette constatation a, elle aussi, des conséquences en ce qui concerne la prévention primaire et secondaire du cancer du côlon et du rectum. Si l'étiologie du cancer du côlon proximal diffère effectivement de celle du cancer du côlon distal et du rectum et qu'elle est moins influencée par les facteurs de risque modifiables connus, il conviendrait de concentrer les travaux de recherche sur ces tumeurs en vue de découvrir le meilleur moyen de les prévenir. ●

Remerciements

Les auteurs remercient Claudio Pérez pour l'analyse des données sur le choix des aliments tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population.

Références

1. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer 2000*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 2000.
2. J.H. Kim, M.P. Fay, E.J. Feuer *et al.*, « Permutation tests for joinpoint regression with applications to cancer rates », *Statistics in Medicine*, 19, 2000, p. 335-351.

3. Organisation mondiale de la santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la 8^e révision, 1965, Genève, Organisation mondiale de la santé.
4. Organisation mondiale de la santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la 9^e révision, 1975, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
5. A. Sloggett, M. Hills, B. de Stavola *et al.*, *Strel: Estimation of relative survival*, London, School of Hygiene and Tropical Medicine, 2000.
6. STATA Corporation, « Intercooled STATA for Windows », College Station, Texas, STATA Corporation, 1999.
7. L.A. Gaudette et J. Lee, *L'incidence du cancer au Canada, 1969-1993* (Statistique Canada, n° 82-566-XPB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1997.
8. M.P. Coleman, P. Babb, P. Damlecki *et al.*, « Cancer survival trends in England and Wales, 1971-1995: deprivation and NHS region », *Studies in medical and population subjects*, n° 61, London, The Stationary Office, 1999.
9. R.J. Troisi, A.N. Freedman, S.S. Devesa *et al.*, « Incidence of colorectal carcinoma in the US: An update of trends by gender, race, age, subsite, and stage, 1975-1994 », *Cancer*, 85, 1999, p. 1670-1676.
10. K.C. Chu, R.E. Tarone, W.-H. Chow *et al.*, « Temporal patterns in colorectal cancer incidence, survival, and mortality from 1950 through 1990 », *Journal of the National Cancer Institute*, 86, 1994, p. 997-1006.
11. K.C. Chu, R.E. Tarone, W.-H. Chow *et al.*, « Colorectal cancer trends by race and anatomic subsites, 1975-1991 », *Archives of Family Medicine*, 4, 1995, p. 849-856.
12. J.J. DeCosse, S.-S. Ngoi, J.S. Jacobsen *et al.*, « Gender and colorectal cancer », *European Journal of Cancer Prevention*, 2, 1993, p. 105-115.
13. J.D. Potter, M.L. Slattery, R.M. Bostick *et al.*, « Colon cancer: a review of the epidemiology », *Epidemiology Review*, 15, 1993, p. 499-545.
14. F. Grodstein, P.A. Newcomb, M.J. Stampfer *et al.*, « Postmenopausal hormone therapy and the risk of colorectal cancer: A review and meta-analysis », *Annals of Medicine*, 106, 1999, p. 574-582.
15. A.J. McMichael et J.D. Potter, « Reproduction, endogenous and exogenous sex hormones, and colon cancer: A review and hypothesis », *Journal of the National Cancer Institute*, 56, 1980, p. 1201-1207.
16. R. Troisi, C. Schairer, W.-H. Chow *et al.*, « A prospective study of menopausal hormones and risk of colorectal cancer (United States) », *Cancer Causes and Control*, 8, 1997, p. 130-138.
17. C.A. Tomeo, G.A. Colditz, W.C. Willett *et al.*, « Harvard Report on Cancer Prevention, Volume 3: Prevention of colon cancer in the United States », *Cancer Causes and Control*, 10, 1999, p. 167-180.
18. E. Giovannucci et W.C. Willett, « Dietary factors and risk of colon cancer », *Annals of Medicine* 26, 1994, p. 443-452.
19. D.D. Hensrud et D.C. Heimbürger, « Diet, nutrients, and gastrointestinal cancer », *Gastroenterology Clinics of North America*, 27, 1998, p. 325-346.
20. J.D. Potter, « Nutrition and colorectal cancer », *Cancer Causes and Control*, 7, 1996, p. 127-146.
21. G.J. McFarlane et A.B. Lowenfels, « Physical activity and colon cancer », *European Journal of Cancer Prevention*, 3, 1994, p. 393-398.
22. E.R. Greenberg et J.A. Baron, « Aspirin and other nonsteroid anti-inflammatory drugs as cancer-preventive agents », *LARC Scientific Publications*, 139, 1996, p. 91-98.
23. E. Giovannucci, K.M. Egan, D.J. Hunter *et al.*, « Aspirin and the risk of colorectal cancer in women », *New England Journal of Medicine*, 333, 1995, p. 609-614.
24. E. Giovannucci, E.B. Rimm, M.J. Stampfer *et al.*, « A prospective study of cigarette smoking and risk of colorectal adenoma and colorectal cancer in US men », *Journal of the National Cancer Institute*, 86, 1994, p. 183-191.
25. E. Giovannucci, G.A. Colditz, M.J. Stampfer *et al.*, « A prospective study of cigarette smoking and risk of colorectal adenoma and colorectal cancer in US women », *Journal of the National Cancer Institute*, 86, 1994, p. 192-199.
26. L.A. Ries, C.L. Kosary, B.F. Hankey *et al.*, eds., « *SEER Cancer Statistics Review 1973-1995* », Bethesda, Maryland, National Cancer Institute, 1998.
27. American Cancer Society, « Guidelines for the cancer-related checklist: Recommendations and rationale », *CA-A Cancer Journal for Clinicians*, 30, 1980, p. 1-50.
28. D.A. Lieberman, D.G. Weiss, J.H. Bond *et al.*, « Use of colonoscopy to screen asymptomatic adults for colorectal cancer », *New England Journal of Medicine*, 343, 2000, p. 162-168.
29. T.F. Imperiale, D.R. Wagner, C.Y. Lin *et al.*, « Risk of advanced proximal neoplasms in asymptomatic adults according to the distal colorectal findings », *New England Journal of Medicine*, 343, 2000, p. 69-74.
30. J.S. Mandel, T.R. Church, F. Ederer *et al.*, « Colorectal cancer mortality: effectiveness of biennial screening for fecal occult blood », *Journal of the National Cancer Institute*, 91, 1999, p. 434-437.
31. J.D. Hardcastle, J.O. Chamberlin, M.H. Robinson *et al.*, « Randomized controlled trial of a faecal-occult-blood screening for colorectal cancer », *Lancet*, 348, 1996, p. 1472-1477.
32. O. Kronberg, C. Feger, J. Olsen *et al.*, « Randomised study of screening for colorectal cancer with faecal-occult-blood test », *Lancet*, 348, 1996, p. 1467-1471.
33. J.A. Buffill, « Colorectal cancer: Evidence for distinct genetic categories based on proximal or distal tumour location », *Annals of Medicine*, 113, 1990, p. 779-788.

Annexe

Tableau A

Rapports homme-femme des taux d'incidence, cancer du côlon et du rectum, selon l'âge et le sous-siège, Canada, 1979 à 1996

	Groupe d'âge					Groupe d'âge					
	40 à 49 ans	50 à 59 ans	60 à 69 ans	70 à 79 ans	80 ans et plus	40 à 49 ans	50 à 59 ans	60 à 69 ans	70 à 79 ans	80 ans et plus	
Côlon proximal						Côlon distal - fin					
1979	0,93	1,06	0,89	0,89	0,90	1988	0,91	1,15	1,56	1,64	1,60
1980	1,13	0,81	0,98	0,91	1,09	1989	1,11	1,05	1,39	1,60	1,41
1981	1,18	0,97	1,08	0,96	1,06	1990	1,07	0,99	1,41	1,57	1,94
1982	1,19	1,00	1,01	1,01	1,04	1991	0,85	1,02	1,59	1,70	1,65
1983	1,17	0,99	1,08	1,05	0,86	1992	0,98	1,23	1,48	1,67	1,70
1984	1,16	0,86	1,07	1,19	0,96	1993	1,07	1,22	1,53	1,70	1,49
1985	0,85	0,89	1,09	1,01	1,17	1994	1,04	1,41	1,79	1,72	1,65
1986	1,00	1,02	1,10	1,07	1,05	1995	1,04	1,39	1,58	1,58	1,79
1987	1,00	1,04	1,09	1,01	1,06	1996	0,90	1,35	1,61	1,85	1,43
1988	1,12	1,12	1,25	1,13	1,12						
1989	1,02	1,17	1,05	1,19	1,15	Rectum					
1990	1,00	1,10	1,14	1,12	1,07	1979	1,08	1,38	1,65	1,63	1,74
1991	1,21	1,10	1,16	1,09	1,08	1980	1,00	1,44	1,69	1,92	1,93
1992	0,97	1,28	1,24	1,17	1,10	1981	1,47	1,48	1,64	1,88	1,77
1993	0,75	1,11	1,18	1,08	1,09	1982	0,96	1,39	1,93	1,96	1,68
1994	1,12	1,04	1,19	1,06	1,13	1983	0,93	1,47	1,72	1,76	1,59
1995	1,06	1,17	1,16	1,09	1,12	1984	1,42	1,50	1,73	1,93	1,74
1996	1,26	1,17	1,20	1,18	1,14	1985	1,38	1,43	1,82	1,74	1,72
						1986	1,33	1,57	2,02	1,86	1,47
Côlon distal						1987	1,20	1,83	1,95	1,98	1,69
1979	0,73	0,87	1,14	1,16	1,76	1988	1,29	1,73	1,86	1,88	1,56
1980	0,65	0,82	1,20	1,46	1,40	1989	1,37	1,78	2,07	1,82	1,62
1981	0,61	1,02	1,14	1,55	1,49	1990	1,40	1,59	1,90	1,91	1,48
1982	0,85	0,89	1,12	1,52	1,77	1991	1,44	1,68	2,10	2,02	1,88
1983	0,78	0,89	1,25	1,41	1,52	1992	1,52	1,95	1,92	2,16	1,82
1984	0,70	1,07	1,20	1,49	1,54	1993	1,33	1,70	2,22	1,96	1,71
1985	0,82	1,03	1,32	1,54	1,45	1994	1,21	1,53	2,19	1,96	1,81
1986	0,80	1,27	1,36	1,65	1,50	1995	1,05	1,68	2,16	2,17	1,77
1987	0,86	1,13	1,19	1,47	1,65	1996	1,40	1,81	2,18	2,03	1,63

Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1969 à 1991), Registre canadien du cancer (1992 à 1996), Base canadienne de données sur l'état civil

Tableau B
Taux comparatifs d'incidence, cancer du côlon et du rectum, hommes, Canada et provinces, 1969 à 1996

	Canada	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Nombre de nouveaux cas pour 100 000 hommes											
1969	49,72	45,16	47,87	57,24	53,40	41,53	56,01	53,67	41,59	41,89	50,80
1970	47,45	54,16	37,00	59,45	49,34	37,72	54,20	52,50	39,73	37,00	49,41
1971	48,53	47,46	40,55	49,93	43,75	42,96	51,32	51,07	48,55	40,50	55,01
1972	47,80	57,28	36,06	55,62	44,59	40,93	53,30	48,45	43,27	39,77	49,68
1973	52,59	38,04	59,04	56,74	45,62	45,00	60,98	56,57	46,76	48,74	47,34
1974	50,77	42,57	59,43	47,71	52,02	40,98	58,26	55,59	43,67	45,47	54,23
1975	51,25	48,06	38,85	59,36	49,14	43,51	55,86	54,65	44,29	43,67	56,29
1976	55,33	58,19	38,06	65,95	40,55	45,73	64,05	60,66	47,34	46,46	55,13
1977	56,37	62,56	42,56	51,43	60,99	58,64	58,58	55,63	53,56	45,13	53,97
1978	59,36	57,54	46,77	53,76	61,21	60,72	62,36	66,15	55,22	48,05	56,42
1979	58,45	47,04	61,44	64,16	52,47	58,45	63,25	55,85	56,01	47,27	54,66
1980	57,31	60,12	63,16	55,74	67,02	47,21	62,97	67,32	54,05	50,79	57,60
1981	61,60	59,69	58,20	59,28	55,49	66,75	62,33	63,33	58,15	52,29	58,88
1982	61,91	64,72	49,87	63,25	56,68	66,86	62,82	64,53	54,10	53,76	59,44
1983	62,96	70,39	56,73	55,64	60,44	69,95	64,13	60,56	60,38	56,61	55,83
1984	63,95	63,61	50,68	64,37	59,88	65,93	67,72	65,09	55,37	55,38	60,05
1985	65,41	63,62	67,89	71,43	68,55	67,72	65,76	69,54	62,41	56,49	63,45
1986	63,82	67,82	72,45	73,94	63,01	67,95	63,01	70,88	58,37	54,87	60,50
1987	64,00	66,48	79,01	75,38	63,05	66,47	65,14	59,43	60,31	53,76	61,62
1988	63,75	64,91	66,67	66,65	72,04	66,45	67,02	59,62	62,94	58,97	51,29
1989	62,13	61,98	41,35	64,83	62,08	62,53	65,82	66,65	48,86	60,58	55,69
1990	62,22	62,10	58,49	75,27	60,76	63,22	66,83	63,00	61,21	49,52	50,86
1991	62,32	73,05	48,59	74,01	57,73	65,76	63,62	66,15	51,96	52,09	57,21
1992	63,33	69,21	75,36	68,52	67,83	67,23	64,07	63,10	55,55	57,56	57,33
1993	61,16	80,10	65,74	64,94	65,72	64,95	61,58	66,24	57,63	49,78	55,63
1994	62,02	69,12	53,52	66,93	69,18	64,10	62,76	65,18	57,20	55,91	57,67
1995	60,78	79,10	68,00	70,79	62,62	64,54	60,34	60,97	56,13	59,72	52,39
1996	60,04	67,20	55,72	65,72	59,95	63,96	61,11	61,68	55,44	54,50	52,45
Variation annuelle moyenne en pourcentage											
1969-1985	2,08 %	2,36 %	2,42 %	1,03 %	2,10 %	3,94 %*	1,36 %	1,76 %	2,48 %	2,34 %	1,26 %
1986-1996	-0,55 %	1,33 %*	-1,27 %	-0,84 %	-0,16 %	-0,36 %	-0,76 %	-0,31 %	-0,54 %	-0,01 %	-0,81 %

Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1969 à 1991), Registre canadien du cancer (1992 à 1996)

* La variation annuelle provinciale moyenne en pourcentage diffère de façon significative de celle obtenue pour le Canada ($p \leq 0,05$).

Tableau C

Taux comparatifs d'incidence, cancer du côlon et du rectum, femmes, Canada et provinces, 1969 à 1996

	Canada	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
	Nombre de nouveaux cas pour 100 000 femmes										
1969	43,11	32,24	38,98	55,95	39,99	36,36	47,91	44,86	37,75	40,32	41,58
1970	44,18	43,50	46,61	61,38	50,11	36,47	48,63	46,33	37,02	36,39	45,07
1971	42,15	39,55	43,65	58,98	42,32	34,97	44,92	46,35	33,42	36,13	46,88
1972	41,99	40,27	73,11	49,20	44,99	37,42	45,21	43,63	42,57	33,12	39,98
1973	46,20	38,94	45,48	52,45	49,03	39,55	51,79	45,46	37,77	39,74	47,38
1974	44,39	35,85	45,32	50,67	54,61	38,00	49,48	42,39	37,36	37,16	44,18
1975	43,73	47,54	46,83	50,32	44,81	35,15	46,74	55,43	41,23	38,54	46,55
1976	44,57	30,71	43,97	54,63	43,82	37,40	49,93	46,66	38,65	37,72	46,50
1977	47,19	49,13	56,97	55,98	46,43	45,51	49,57	51,37	38,87	40,40	44,57
1978	49,54	54,04	49,88	52,28	48,79	50,00	51,42	48,78	40,21	38,91	49,18
1979	49,10	48,14	48,64	58,37	49,83	48,40	50,95	52,11	45,44	45,21	43,47
1980	46,81	50,92	46,98	61,18	54,78	38,70	50,34	52,39	47,30	40,88	45,64
1981	47,80	51,98	53,41	47,14	47,86	52,04	47,36	48,04	44,54	40,08	44,52
1982	47,95	49,97	47,14	43,55	50,12	51,04	49,24	50,26	39,23	41,70	44,20
1983	49,44	67,11	50,54	46,70	45,72	54,31	49,71	44,85	44,56	44,68	44,41
1984	48,34	48,11	59,34	50,26	53,38	48,81	50,24	47,34	42,81	41,21	46,34
1985	49,83	54,82	50,61	55,45	52,61	50,76	49,47	52,99	44,60	46,24	48,50
1986	47,39	56,11	32,31	53,97	48,53	51,51	46,87	45,56	41,72	40,93	43,96
1987	46,86	55,38	44,62	52,58	48,19	50,64	47,50	45,69	41,87	37,54	41,60
1988	45,42	45,77	50,72	51,96	49,09	45,35	47,09	50,28	41,55	35,61	42,50
1989	44,68	51,36	39,14	52,85	46,92	45,38	45,32	47,18	41,48	39,89	41,30
1990	45,05	50,00	51,03	54,72	47,57	47,52	45,41	41,89	40,62	38,43	40,97
1991	43,46	57,26	43,13	49,35	42,57	43,75	45,67	46,45	41,88	35,76	36,85
1992	43,36	56,81	70,68	50,93	46,71	47,40	42,45	47,90	33,92	35,61	38,95
1993	43,52	49,90	56,40	49,97	42,19	46,67	43,56	43,47	40,13	36,00	39,54
1994	42,76	49,48	58,30	49,82	41,92	45,97	43,77	39,29	36,84	36,76	37,01
1995	41,96	55,75	50,43	46,00	40,02	43,99	42,88	41,90	35,75	35,04	38,14
1996	40,41	42,14	60,23	48,54	41,88	41,34	40,58	41,99	40,33	35,39	37,77
Variation annuelle moyenne en pourcentage											
1969-1985	0,99 %	2,94 %*	0,84 %	-0,76 %*	0,95 %	2,69 %*	0,35 %	0,68 %	1,29 %	1,24 %	0,34 %
1986-1996	-1,37 %	-1,00 %	4,62 %*	-1,25 %	-1,99 %	-1,43 %	-1,36 %	-1,39 %	-1,28 %	-1,08 %	-1,51 %

Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1969 à 1991), Registre canadien du cancer (1992 à 1996)

* La variation annuelle provinciale moyenne en pourcentage diffère de façon significative de celle obtenue pour le Canada ($p \leq 0,05$).

Tableau D
Taux comparatifs de mortalité, cancer du côlon et du rectum, hommes, Canada et provinces, 1969 à 1997

	Canada	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
	Nombre de décès pour 100 000 hommes										
1969	30,53	22,90	29,93	25,10	32,21	32,83	33,26	26,08	19,06	24,43	32,90
1970	31,42	40,68	15,57	36,84	28,80	31,89	33,05	28,66	27,15	27,19	28,91
1971	28,82	26,18	19,40	29,76	26,55	33,19	30,61	24,85	20,15	21,68	26,90
1972	30,07	30,25	31,74	36,76	28,61	32,95	32,62	22,92	22,76	24,58	26,02
1973	30,16	19,22	36,43	26,12	23,56	34,28	30,62	28,37	28,39	26,36	29,87
1974	28,02	33,67	32,34	25,34	35,46	29,19	29,52	27,42	15,79	26,95	25,53
1975	28,66	30,74	11,68	34,58	33,66	29,81	30,55	27,18	26,06	23,49	23,87
1976	29,27	26,50	18,66	32,72	28,57	31,95	31,01	28,84	21,13	25,20	25,45
1977	28,24	23,22	13,33	29,42	23,32	27,57	30,82	33,58	21,97	25,33	26,21
1978	30,19	33,86	21,78	26,06	30,11	33,42	31,33	30,15	23,03	24,45	30,02
1979	28,60	28,23	23,77	32,52	31,09	30,44	30,31	27,94	25,33	19,52	25,78
1980	28,90	27,48	17,19	31,39	42,13	29,68	30,66	28,59	20,63	23,07	26,21
1981	29,23	28,64	27,63	27,09	30,28	30,94	31,65	30,54	26,16	21,72	25,05
1982	28,24	26,89	30,75	26,84	32,99	30,41	29,03	29,06	24,31	26,56	24,13
1983	27,66	26,18	8,09	24,32	26,14	29,55	29,57	27,76	23,92	23,57	25,20
1984	28,26	37,11	17,06	25,09	27,86	31,41	29,25	28,89	21,86	22,02	26,64
1985	28,55	24,72	31,91	22,61	24,98	33,65	29,97	29,51	24,99	23,04	23,24
1986	27,20	27,95	16,78	26,00	24,63	30,83	29,76	24,39	20,54	23,12	21,17
1987	27,50	28,90	25,68	23,28	26,27	31,73	28,15	30,89	22,81	22,53	23,41
1988	27,55	17,11	9,78	27,24	27,87	33,50	29,14	27,04	23,49	23,53	19,46
1989	26,84	26,86	21,12	22,64	23,36	31,68	28,63	23,48	22,43	23,30	21,11
1990	25,71	24,80	17,21	21,02	23,34	31,83	26,20	28,45	21,40	20,11	19,44
1991	25,09	23,61	25,56	24,02	18,75	30,20	25,40	24,74	24,82	21,21	19,71
1992	25,93	32,23	19,92	23,39	18,55	33,91	25,48	23,98	19,69	23,04	19,44
1993	24,71	26,30	13,51	20,73	17,93	30,21	24,48	27,01	22,89	22,66	19,67
1994	24,96	26,09	16,96	22,13	20,12	31,71	24,74	26,88	23,22	18,98	19,80
1995	25,13	23,01	21,12	22,46	21,67	30,27	26,03	24,44	22,59	21,73	18,75
1996	24,34	24,89	19,01	23,93	21,71	32,37	23,88	22,20	19,94	20,99	17,21
1997	23,49	20,26	18,01	19,48	19,44	31,02	23,36	20,97	23,33	19,13	17,51
Variation annuelle moyenne en pourcentage											
1969-1985	-0,45 %	0,11 %	-1,39 %	-1,44 %	-0,06 %	-0,31 %	-0,55 %	0,84 %	0,62 %	-0,66 %	-1,08 %
1986-1997	-1,33 %	-0,86 %	0,48 %	-1,56 %	-2,67 %	-0,17 %	-2,05 %	-1,70 %	-0,02 %	-1,35 %	-1,89 %

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

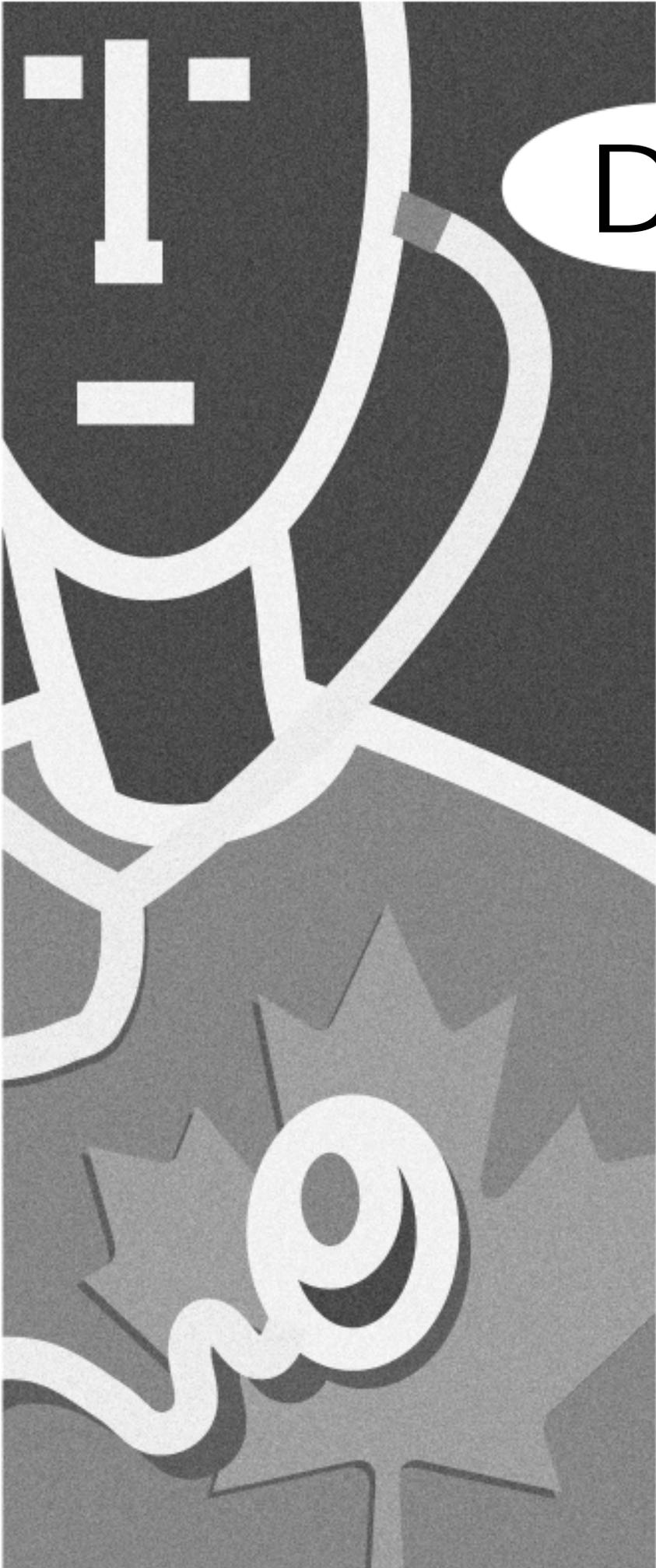
Tableau E

Taux comparatifs de mortalité, Cancer du côlon et du rectum, femmes, Canada et provinces, 1969 à 1997

	Canada	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
	Nombre de décès pour 100 000 femmes										
1969	25,27	15,12	36,53	29,41	29,55	27,70	25,28	21,89	16,55	21,29	26,37
1970	25,75	26,11	25,17	31,24	25,85	28,32	26,82	24,66	17,41	20,06	23,05
1971	24,39	24,83	37,54	31,27	28,97	25,43	25,43	23,72	16,85	18,44	22,20
1972	24,81	19,96	25,50	28,79	30,82	28,01	24,75	24,55	21,37	21,15	20,89
1973	24,32	16,37	32,79	27,74	30,67	25,45	25,08	20,48	20,90	19,21	24,41
1974	24,65	23,46	24,81	29,41	28,21	27,75	24,54	22,43	20,09	22,53	21,07
1975	22,43	29,20	29,27	25,14	20,88	25,40	22,50	23,16	13,25	20,63	18,83
1976	22,52	20,16	12,17	23,98	25,84	23,37	23,47	24,00	18,46	20,37	19,80
1977	22,66	20,43	18,83	23,02	24,10	23,81	23,78	20,65	17,56	22,70	20,09
1978	22,66	23,78	19,39	25,40	27,68	24,07	22,69	19,82	16,95	21,56	22,03
1979	23,27	29,08	21,09	28,71	32,18	22,96	23,36	21,47	22,92	20,90	21,36
1980	22,15	27,10	15,84	28,15	25,87	22,73	22,97	21,96	21,62	16,63	18,60
1981	21,56	19,93	19,19	21,54	26,11	21,88	22,50	21,20	18,75	16,86	21,36
1982	20,28	24,49	14,93	20,70	23,13	21,34	21,42	24,15	17,00	16,07	15,39
1983	19,94	20,85	21,17	19,87	20,03	21,84	20,06	22,41	18,41	16,07	17,62
1984	20,39	27,09	19,42	18,25	15,59	23,61	20,93	16,87	16,80	17,33	17,78
1985	19,75	18,07	16,27	22,69	19,74	21,30	20,21	18,61	20,72	15,28	17,12
1986	19,74	23,56	13,98	17,03	17,47	23,29	19,64	18,52	16,94	18,66	16,11
1987	19,56	20,62	12,75	14,77	15,74	23,59	19,23	19,10	16,59	17,51	17,18
1988	18,75	21,72	15,87	16,77	13,92	22,56	19,01	19,81	16,12	15,40	14,37
1989	17,56	18,50	11,06	19,49	12,74	20,82	17,74	15,43	15,35	13,95	14,97
1990	17,67	20,81	12,04	16,04	14,37	21,57	17,19	15,23	15,36	14,77	15,54
1991	16,76	17,57	19,55	14,64	17,15	20,49	16,56	16,24	13,64	13,52	13,64
1992	16,62	14,52	16,23	12,89	14,03	21,78	16,15	19,54	14,05	13,16	11,76
1993	16,56	16,75	15,42	16,06	16,28	22,07	15,39	15,71	13,62	13,94	12,17
1994	16,07	19,07	11,45	18,27	14,24	20,63	15,14	14,80	13,04	10,82	13,80
1995	16,16	15,57	20,16	13,05	10,92	20,68	16,27	16,44	10,74	11,62	13,34
1996	15,74	14,78	14,04	16,44	14,15	20,83	15,08	15,98	10,76	13,29	11,17
1997	15,23	20,10	13,84	14,64	13,78	19,26	14,15	13,85	14,02	11,60	13,38
Variation annuelle moyenne en pourcentage											
1969-1985	-1,60 %	0,74 %*	-4,43 %*	-2,70 %	-2,54 %	-1,72 %	-1,54 %	-1,14 %	0,43 %*	-1,77 %	-2,14 %
1986-1997	-2,27 %	-2,72 %	1,11 %*	-1,01 %	-1,59 %	-1,31 %	-2,81 %	-2,11 %	-3,48 %	-3,90 %	-2,70 %

Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer (1969 à 1991), Registre canadien du cancer (1992 à 1998), Base canadienne de données sur l'état civil

* La variation annuelle provinciale moyenne en pourcentage diffère de façon significative de celle obtenue pour le Canada ($p \leq 0,05$).

A stylized, high-contrast graphic of a person's face. The face is composed of white and light gray shapes against a dark gray background. The eyes are represented by two small white squares. The nose is a vertical white bar. The mouth is a horizontal white bar. The chin and neck area are filled with a pattern of white and light gray shapes, including a prominent white maple leaf. The overall style is modern and minimalist.

Données

Aperçu des données sur la santé
produites récemment par
Statistique Canada

Indicateurs de la santé, 2000

Indicateurs de la santé est un produit de données qui se présente sous forme d'une publication électronique préparée par Statistique Canada et l'Institut canadien d'information sur la santé. Cette publication contient un ensemble d'indicateurs mesurant la santé de la population canadienne et décrivant le système de santé. Les indicateurs, conçus de façon à permettre des comparaisons aux échelons des régions socio-sanitaires et des provinces et territoires, sont basés sur des définitions et des méthodes normalisées.

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

La publication *Indicateurs de la santé* contient des tableaux de données comportant des taux pour tout un choix d'indicateurs ventilés selon le sexe et selon la région socio-sanitaire. Chaque tableau contient également des taux provinciaux et nationaux.

La publication *Indicateurs de la santé* (n° 82-221-XIF au catalogue) est accessible gratuitement dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Un sous-ensemble des indicateurs aux échelons des régions socio-sanitaires est aussi disponible dans le *Profil statistique des communautés canadiennes* dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Pour plus de renseignements, communiquez avec Josée Lazard au (613) 951-2412 (josee.lazard@statcan.ca), Statistique Canada, ou avec Phil Taylor au (416) 481-2002 (ptaylor@cihi.ca), Institut canadien d'information sur la santé.

Enquête nationale sur la santé de la population : composante des ménages, fichiers de microdonnées à grande diffusion, 1998-1999

Les fichiers transversaux de microdonnées à grande diffusion pour le troisième cycle (1998-1999) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP, composante des ménages) ont été diffusés le 19 décembre 2000. Disponibles sur CD-ROM, les fichiers de microdonnées à grande diffusion comportent une grande variété d'information sur la santé comme l'état de santé général, l'utilisation des services de santé, ainsi que sur les déterminants de la santé tels que l'usage du tabac, la consommation d'alcool et l'activité physique. En 1998-1999, des renseignements ont en outre été recueillis concernant les antécédents médicaux de la famille immédiate, les soins personnels et la nutrition.

Pour commander une copie de l'*Enquête nationale sur la santé de la population, composante des ménages, 1998-1999, Fichiers de microdonnées à grande diffusion* (n° 82M0009XCB au catalogue, 2000 \$), les autres fichiers à grande diffusion de l'ENSP ou des totalisations spéciales, communiquez avec les Services personnalisés à la clientèle au (613) 951-1746 (hd-ds@statcan.ca), Division de la statistique de la santé. Télécopieur : (613) 951-0792.

Les données du troisième cycle de l'ENSP, composante des ménages, ont été diffusées pour la première fois le 29 mars 2000. Plusieurs articles analytiques fondés sur ces données ont été diffusés dans la publication *Rapports sur la santé* (n° 82-003-XPB au catalogue).

La publication téléchargeable *Renseignements sur l'Enquête nationale sur la santé de la population* (n° 82F0068XIF au catalogue) contient des liens vers les questionnaires et vers d'autres sources d'information sur l'ENSP. Certains tableaux de données de l'ENSP sont disponibles dans *Le Canada en statistiques* dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Les fichiers de microdonnées à grande diffusion sont également disponibles pour les premier et deuxième cycles de l'ENSP, composante des ménages et composante des établissements de santé.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Mario Bédard au (613) 951-8933 (mario.bedard@statcan.ca), Division de la statistique de la santé. Télécopieur : (613) 951-4198.

Enquête nationale sur la santé de la population : résidents des établissements de santé, 1998-1999

Les données longitudinales du troisième cycle de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP, composante des établissements de santé) ont été diffusées le 15 décembre 2000. Cette enquête a commencé à suivre une cohorte de quelque 2 300 personnes vivant en établissement de santé en 1994-1995 (cycle 1). Les participants ont depuis été interviewés à nouveau chaque deux ans, c'est-à-dire lors des cycles 2 (1996-1997) et 3 (1998-1999). Environ la moitié des personnes interviewées au premier cycle étaient décédées lors de la tenue du troisième cycle de l'enquête.

En 1998-1999, quatre résidents sur cinq avaient une incapacité de longue durée, et les deux tiers ont vu le nombre de leurs problèmes de santé chroniques augmenter depuis 1994-1995. Le pourcentage de personnes nouvellement atteintes d'ostéoporose, d'une maladie du cœur ou de la maladie d'Alzheimer (et autres formes de démence) était supérieur à celui des autres problèmes de santé chroniques. Par contre, en 1998-1999, trois participants sur cinq estimaient que leur état de santé général était comparable ou même meilleur à ce qu'il était en 1994-1995.

Pour obtenir des renseignements d'ordre général sur ces données, les autres composantes de l'ENSP ou des totalisations spéciales, communiquez avec les Services personnalisés à la clientèle au (613) 951-1746 (hd-ds@statcan.ca), Division de la statistique de la santé. Télécopieur : (613) 951-0792. Pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Mario Bédard au (613) 951-8933 (mario.bedard@statcan.ca), Division de la statistique de la santé. Télécopieur : (613) 951-4198.

Avortements thérapeutiques, 1998

Les Canadiennes ont subi 110 331 avortements en 1998, chiffre en baisse de 1,2 % par rapport aux 111 709 avortements dénombrés un an plus tôt. Le nombre d'avortements a diminué dans sept provinces et territoires, à savoir Terre-Neuve, l'Île-du-Prince-Édouard, le Nouveau-Brunswick, l'Ontario, le Manitoba, la Colombie-Britannique et les Territoires du Nord-Ouest.

En 1998, deux tiers des avortements thérapeutiques ont été pratiqués dans les hôpitaux et un peu plus du tiers, dans les cliniques. Cette année-là, les Canadiennes ont obtenu 297 avortements thérapeutiques aux États-Unis, nombre pratiquement inchangé par rapport à 1997.

Les femmes dans la vingtaine, qui représentent la moitié des femmes ayant obtenu un avortement en 1998, sont celles chez lesquelles l'avortement thérapeutique est le plus répandu. En moyenne, 27 femmes dans la vingtaine sur 1 000 ont obtenu un avortement.

Les données sur les avortements thérapeutiques pratiqués en 1998 ont été recueillies par l'Institut canadien d'information sur la santé. Certains tableaux provenant du module *Le Canada en statistiques* sont aussi disponibles.

Pour plus de renseignements sur la base de données relatives aux avortements thérapeutiques, communiquez avec Judy Lee au (416) 481-2002, poste 3407, Institut canadien d'information sur la santé. Télécopieur : (416) 481-2950.

Pour plus de renseignements sur les tendances à long terme concernant les avortements thérapeutiques ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Richard Trudeau au (613) 951-8782 (richard.trudeau@statcan.ca) ou avec Paula Woollam au (613) 951-0879 (paula.woollam@statcan.ca), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

Divorces, 1998

Le nombre de mariages qui se sont soldés par un divorce s'est accru pour la première fois depuis quatre ans en 1998. Au total, 69 088 couples ont

divorcé en 1998, ce qui représente une hausse de 2,5 % par rapport à 1997. Par conséquent, le taux brut de divortialité a augmenté légèrement, passant de 225 divorces pour 100 000 Canadiens en 1997 à 228 en 1998.

Le nombre de divorces s'est accru dans la majorité des provinces et des territoires sauf en Nouvelle-Écosse, au Québec et au Manitoba. Le taux brut de divortialité de 1998 était le plus élevé au Yukon (370 pour 100 000 Canadiens), en Alberta (264) et en Colombie-Britannique (246). Les taux les plus faibles ont été observés dans les Territoires du Nord-Ouest (138), à Terre-Neuve (173) et au Nouveau-Brunswick (196).

En 1998, le taux de divortialité a atteint un sommet durant la cinquième année de mariage. Si l'on se fonde sur le taux global de divorce, environ le tiers (36 %) des mariages devraient se solder par un divorce au cours des 30 premières années de mariage, tandis que 39 % des unions devraient se dissoudre au cours des 50 premières années.

Les mariages qui se sont soldés par un divorce en 1998 ont duré en moyenne 13,7 ans, comparativement à 12,9 ans en 1989.

L'âge moyen des hommes qui ont divorcé en 1998 était de 42,0 ans, tandis que l'âge moyen des femmes était de 39,4 ans. Depuis 1989, l'âge moyen au moment de divorcer a augmenté de 2,6 ans, à la fois chez les hommes et les femmes. Cela peut s'expliquer du fait que les couples ont tendance à se marier à un âge plus tardif ces dernières années.

En 1998, 21 448 divorces comprenaient une ordonnance de garde à l'endroit d'enfants à charge. La garde des enfants a été accordée à l'épouse dans 60 % des cas, ce qui est sensiblement supérieur au jugement de garde partagée à la fois par le mari et l'épouse (30 %) ou à la garde accordée au mari seulement (10 %). Dans de nombreux cas de divorce ne comportant pas d'ordonnance de garde, les modalités de garde sont négociées par les parents indépendamment des poursuites en justice. Ainsi, il faut tenir compte de ce facteur dans l'interprétation de ces statistiques, car elles ne comprennent pas tous les enfants dont les parents divorcent.

La publication *Divorces 1998* (totalisations standard, n° 84F0213XPB au catalogue, 20 \$) a été

diffusée le 28 septembre 2000. Pour commander cette publication ou obtenir des totalisations spéciales, communiquez avec les Services personnalisés à la clientèle (613) 951-1746 (hd-ds@statcan.ca), Division de la statistique de la santé. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Patric Blouin (613) 951-1670 (patric.blouin@statcan.ca) ou avec Leslie Geran (613) 951-5243 (leslie.geran@statcan.ca), Division de la statistique de la santé.

Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1996-1997 et 1997-1998

Les données de l'Enquête sur les établissements de soins pour bénéficiaires internes pour les exercices financiers de 1996-1997 et 1997-1998 sont disponibles auprès de la Division de la statistique de la santé.

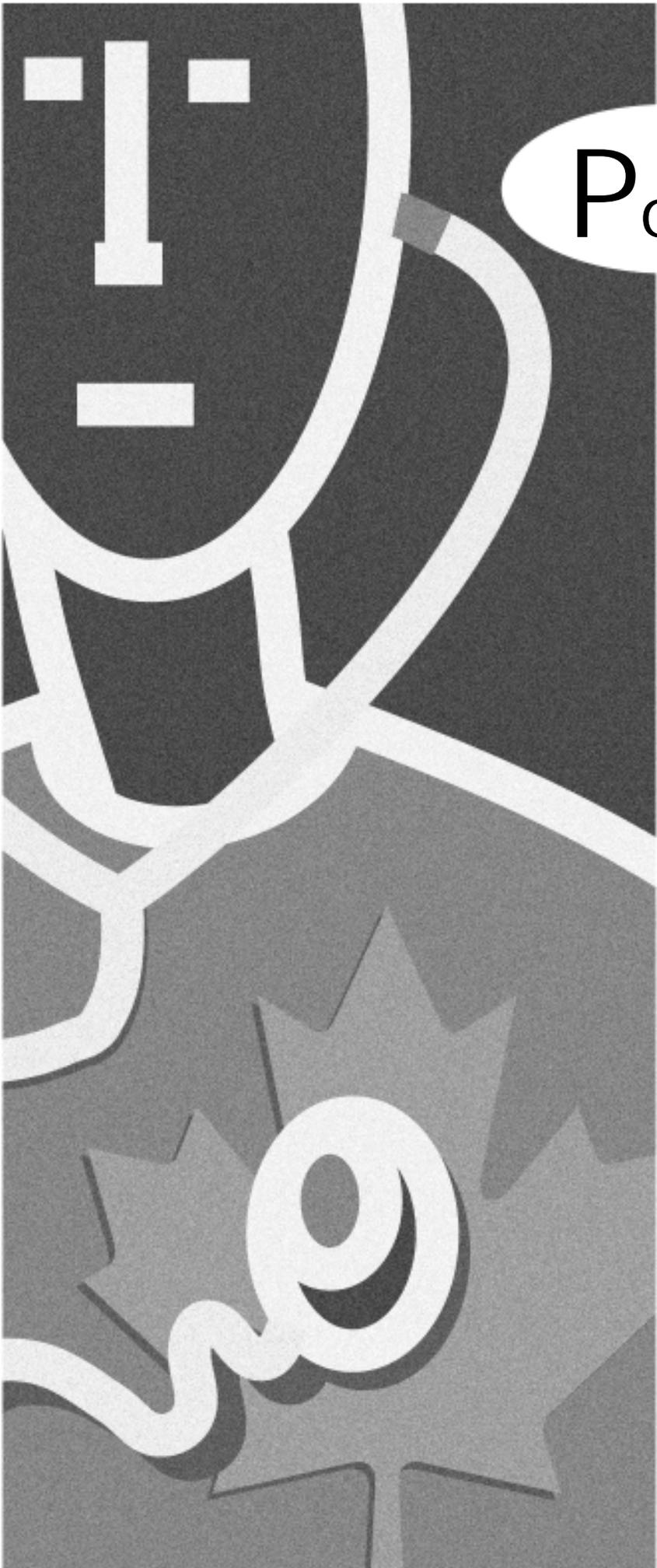
Pour obtenir des totalisations spéciales, communiquez avec les Services personnalisés à la clientèle au (613) 951-1746 (hd-ds@statcan.ca), Division de la statistique de la santé. Télécopieur : (613) 951-0792. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Richard Trudeau au (613) 951-8782 (richard.trudeau@statcan.ca) ou avec Mike Gagnon au (613) 951-8570 (mike.gagnon@statcan.ca), Division de la statistique de la santé. Télécopieur : (613) 951-6078.

Incidence du cancer, 1996 (données révisées), 1997 et 1998 (données partielles)

Les données sur l'incidence du cancer à l'échelle nationale pour 1996 ont été diffusées le 1^{er} décembre 2000, tout comme les données partielles sur l'incidence du cancer pour 1997 et 1998. Les données de 1997 comprennent de l'information sur le nombre de nouveaux cas de cancer diagnostiqués et déclarés par 11 des 12 registres provinciaux et territoriaux du cancer (les données de l'Ontario pour 1997 ne sont pas disponibles). Les données de 1998

comprennent de l'information pour 10 des 12 registres provinciaux et territoriaux du cancer (les données de l'Ontario et du Québec pour 1998 ne sont pas disponibles).

Les tendances relatives à l'incidence du cancer et les estimations pour l'an 2001 basées sur ces données seront diffusées en avril 2001. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Michel Cormier au (613) 951-1775 (michel.cormier@statcan.ca) ou avec les Services personnalisés à la clientèle au (613) 951-1746 (hd-ds@statcan.ca), Division de la statistique de la santé. Télécopieur : 951-0792.

An abstract graphic design on the left side of the page. It features stylized human figures in white and light gray against a dark gray background. The figures are composed of simple geometric shapes like rectangles and circles. At the bottom, there is a large, stylized gear or cogwheel. The overall style is modern and minimalist.

Pour commander les publications

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



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

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

Ou visiter notre site Internet : www.statcan.ca

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN) ^{†‡}
Rapports sur la santé · par année · l'exemplaire	82-003-XPF	Papier	58 \$ 20 \$
	82-003-XIF	Internet	44 \$ 15 \$
Indicateurs de la santé, publication électronique	82-221-XIF	Internet	Gratuit
Aperçu des statistiques sur la santé	82F0075XCB	CD-ROM	100 \$
Régions socio-sanitaires en l'an 2000 – Limites, renseignements géographiques et estimations démographiques	82F0082XCB	CD-ROM	60 \$
Guide de la statistique sur la santé <i>(Ce guide est un outil qui vous permet d'accéder rapidement à de l'information reliée à la santé sur le site Web de Statistique Canada. Il peut n'être utilisé qu'en ligne dans le format html et ne peut être téléchargé.)</i>	82-573-GIF	Internet	Gratuit
Rapport statistique sur la santé de la population canadienne	82-570-XIF	Internet	Gratuit
Rapport sur la prévalence de l'usage de la cigarette au Canada, de 1985 à 1999	82F0077XIF	Internet	Gratuit
Les soins de santé au Canada 2000 : Un premier rapport annuel	82-222-XIF	Internet	Gratuit
Statistiques sur la santé : Catalogue des produits et services	82F0058XIF	Internet	Gratuit
Cancer			
L'incidence du cancer au Canada, de 1969 à 1993 <i>(De 1994 à 1996, ces données sont disponibles en tableaux normalisés ou personnalisés en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle - voir page 73 pour les coordonnées.)</i>	82-566-XPB	Papier	42 \$
La filière du cancer, bulletin des registres du cancer au Canada	82F0081XIB	Internet	Gratuit
Enquête nationale sur la santé de la population			
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995	82-567-XPB	Papier	10 \$
	82-567-XIB	Internet	8 \$
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997	82-567-XPB	Papier	35 \$
	82-567-XIB	Internet	26 \$
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$

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

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

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN)†‡
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – établissements de soins de santé	82M0010GPF	Papier	50 \$
Renseignements sur l'Enquête nationale sur la santé de la population	82F0068XIF	Internet	Gratuit
Espérance de vie			
Tables de mortalité, Canada et provinces, de 1990 à 1992	84-537-XPB 84-537-XDB	Papier Disquette	40 \$ 40 \$
Établissements de soins			
Établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1997-1998 (Ces données sont disponibles en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle - voir page 73 pour les coordonnées.)			
État civil			
Tableaux normalisés			
La Division de la statistique de la santé prépare les tableaux normalisés suivants, à partir des années de référence 1996 et 1997.			
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001XPB	Papier	20 \$
Causes de décès	84F0208XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes	84F0209XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes, 1997	84F0209XIB	Internet	Gratuit
Naissances et décès	84F0210XPB	Papier	20 \$
Mariages	84F0212XPB	Papier	20 \$
Divorces, 1998	84F0213XPB	Papier	20 \$
Causes principales de décès	84F0503XPB	Papier	20 \$
(Ces tableaux normalisés peuvent être commandés en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle – voir à la page 73 pour les coordonnées.)			
Autre			
Étude de validation d'un couplage d'enregistrements de naissance et de décès infantile au Canada	84F0013XIF	Internet	Gratuit
Renseignements historiques			
Recueil de statistiques de l'état civil, 1996	84-214-XPB 84-214-XIF	Papier Internet	45 \$ 33 \$
Santé périnatale : grossesse et taux, Canada, de 1974 à 1993	82-568-XPB	Papier	32 \$
Statistiques choisies sur la mortalité, Canada, de 1921 à 1990	82-548-XPB	Papier	40 \$
Le déclin du mariage au Canada de 1981 à 1991	84-536-XPB	Papier	36 \$
Hospitalisation			
Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux	82-562-XPB	Papier	40 \$
Maladies cardiovasculaires			
Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada	82F0076XIF	Internet	Gratuit

† 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)†‡
Maladies et lésions professionnelles			
Dépistage des maladies et lésions professionnelles au Canada : mortalité par cause chez les travailleurs, 1965-1991	84-546-XCB	CD-ROM	500 \$
Personnel infirmier			
Données sur les infirmiers(ères) autorisés(ées) à l'intention de la direction, 1998, tableau standard <i>(Ce tableau normalisé peut être commandé en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle - voir ci-dessous pour les coordonnées.)</i>	83F0005-XPB	Papier	25 \$



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

Les demandes de totalisations spéciales doivent être adressées aux :

Services personnalisés à la clientèle

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

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

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



Fichiers de microdonnées

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

Services personnalisés à la clientèle

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

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

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

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

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



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

Statistique Canada est en train de mener une nouvelle enquête, appelée Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), dont la mise en œuvre a été proposée pour produire, sur une base régulière, des estimations transversales à jour des déterminants de la santé, de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé pour 132 régions socio-sanitaires réparties à travers le Canada.

Pour plus de renseignements, veuillez visiter notre site Web au <http://www.statcan.ca>, sous Concepts, définitions et méthodes et sous Documents de discussion ou nouvelles enquêtes.

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

- Ménages
- Institutions
- Nord

Les questionnaires de l'ENSP peuvent être téléchargés du site Web de Statistique Canada au <http://www.statcan.ca>, sous Concepts, définitions et méthodes, suivi de Questionnaires et dictionnaires de données et Enquête nationale sur la santé de la population.

Le Canada en statistiques

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

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