



N° 82-003-XPB au catalogue

# Rapports sur la santé

Été 1997 Volume 9 N° 1

- Taux de chirurgie par sexe
- Mammographie
- Cancer du sein
- Écarts de mortalité
- Profils des décès



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

## Des données sous plusieurs formes. . .

Statistique Canada diffuse les données sous formes diverses. Outre les publications, des totalisations habituelles et spéciales sont offertes. Les données sont disponibles sur Internet, disque compact, disquette, imprimé d'ordinateur, microfiche et microfilm, et bande magnétique. Des cartes et d'autres documents de référence géographiques sont disponibles pour certaines sortes de données. L'accès direct à des données agrégées est possible par le truchement de CANSIM, la base de données ordiolingue et le système d'extraction de Statistique Canada.

## Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet de cette publication ou de statistiques et services connexes doit être adressée à :

Halifax	(902) 426-5331	Régina	(306) 780-5405
Montréal	(514) 283-5725	Edmonton	(403) 495-3027
Ottawa	(613) 951-8116	Calgary	(403) 292-6717
Toronto	(416) 973-6586	Vancouver	(604) 666-3691
Winnipeg	(204) 983-4020		

Vous pouvez également visiter notre site sur le W3: <http://www.statcan.ca>

Un service d'appel interurbain sans frais est offert, dans toutes les provinces et dans les territoires, **aux utilisateurs qui habitent à l'extérieur des zones de communication locale** des centres régionaux de consultation.

<b>Service national de renseignements</b>	<b>1 800 263-1136</b>
<b>Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants</b>	<b>1 800 363-7629</b>
<b>Service national du numéro sans frais pour commander seulement (Canada et États-Unis)</b>	<b>1 800 267-6677</b>

## Renseignement sur les commandes/abonnements

### Les prix n'incluent pas la taxe de vente

Une **version papier**, n° 82-003-XPB au catalogue paraît trimestriellement au coût de 35 \$ le numéro, 116 \$ par année au Canada. À l'extérieur du Canada, le coût est de 35 \$ US le numéro et 116 \$ US par année.

Faites parvenir votre commande à Statistique Canada, Division des opérations et de l'intégration, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) K1A 0T6 ou téléphonez au **(613) 951-7277 1 800 700-1033**, par télécopieur au **(613) 951-1584** ou **1 800 889-9734** ou via l'Internet: [order@statcan.ca](mailto:order@statcan.ca). Pour changement d'adresse veuillez fournir votre ancienne et nouvelle adresse. On peut aussi se procurer les publications de Statistique Canada auprès des agents autorisés, des librairies locales et des bureaux locaux de Statistique Canada.

## Normes de service à la clientèle

Afin de maintenir la qualité du service au public, Statistique Canada observe des normes établies en matière de produits et de services statistiques, de diffusion d'information statistique, de services à recouvrement des coûts et de services aux répondants. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec le centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous.



Statistique Canada  
Division des statistiques sur la santé

# Rapports sur la santé

**Été 1997 Volume 9 N° 1**

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 1997

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.

Juillet 1997

Prix : Canada : 35 \$ l'exemplaire, 116 \$ par année  
États-Unis : 35 \$ US l'exemplaire, 116 \$ US par année  
Autres pays : 35 \$ US l'exemplaire, 116 \$ US par année

N° 82-003-XPB au catalogue, vol. 9, n° 1  
Périodicité : trimestrielle  
ISSN 0840-6529

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.



## Dans ce numéro

### Travaux de recherche

#### Chirurgie des anévrismes de l'aorte abdominale : différences selon le sexe ..... 9

*Les différences observées entre les hommes et les femmes, quant aux taux de chirurgie ne peuvent être expliquées par des différences entre les sexes dans la prévalence, les taux d'hospitalisation, l'âge et les contre-indications de la chirurgie.*

Greg F. Parsons, Jane F. Gentleman et  
K. Wayne Johnston

#### Qui ne se fait pas mammographier? ..... 19

*Selon les estimations, 1,1 million de femmes âgées entre 50 et 69 ans, le groupe d'âge ciblé pour le dépistage par mammographie, n'avaient jamais subi de mammographie en 1994-1995 ou n'en avaient pas subi dans l'intervalle recommandé.*

Jane F. Gentleman et Judy Lee

### Rapports

#### Le point sur la mortalité par cancer du sein, 1995 ..... 33

*Le taux comparatif de mortalité due au cancer du sein a diminué en 1995, poursuivant ainsi la tendance à la baisse amorcée depuis le sommet atteint en 1986.*

Leslie A. Gaudette, Ru-Nie Gao, Marek Wysocki et  
François Nault

#### Diminution des écarts de mortalité, de 1978 à 1995 ..... 37

*La réduction des écarts entre l'espérance de vie des hommes et des femmes depuis 1978 coïncide avec des tendances similaires dans les taux de mortalité associés à plusieurs des principales causes de décès et certains facteurs de risque liés au comportement.*

François Nault

#### Profils mensuels et quotidiens des décès ..... 45

*Le nombre de décès durant l'hiver est supérieur à la moyenne. Le samedi est par ailleurs la journée la plus meurtrière de la semaine.*

Richard Trudeau

---

## Données disponibles

Incidence du cancer au Canada, de 1969 à 1993 .....	57
---	----

*Les taux comparatifs d'incidence du cancer chez les deux sexes ont augmenté entre 1969 et 1993. Chez les hommes, la hausse est due principalement au cancer de la prostate, alors que, chez les femmes, elle est imputable à la forte augmentation du cancer du poumon.*

Estimations de la population .....	58
------------------------------------	----

*Estimations postcensitaires provisoires de la population, selon le sexe et le groupe d'âge, pour le Canada, les provinces et les territoires, le 1<sup>er</sup> juillet 1996*

<b>Pour commander les publications</b> .....	61
--	----

*Produits et services de la Division des statistiques sur la santé, incluant les prix et les renseignements sur la façon de commander*

## Note de la rédactrice en chef

La publication du volume 9 des *Rapports sur la santé* marque l'introduction d'une nouvelle présentation, et notamment d'améliorations relativement à l'utilisation du code typographique. C'est Jason Siroonian qui a entrepris et coordonné le projet, auquel a participé toute une équipe, composée de Mary Sue Devereaux, Renée Bourbonnais, Bernie Edwards et Hélène Aylwin. La firme Allium Consulting Group Inc. s'est pour sa part occupée de la conception de la publication. Nous espérons que cette nouvelle présentation vous plaira et qu'elle facilitera la lecture de la revue.

## Au sujet des Rapports sur la santé

### **Rédactrice en chef**

Jane Gentleman

### **Réviseur**

Gary Catlin (pour les articles de Jane Gentleman)

### **Rédacteurs**

Mary Sue Devereaux

Jason Siroonian

### **Rédactrice adjointe**

Hélène Aylwin

### **Chargée de production**

Renée Bourbonnais

### **Production et composition**

Bernie Edwards

Agnes Jones

Carmen Lacroix

Micheline Pilon

### **Vérification des données**

Dan Lucas

### **Administration**

Donna Eastman

### **Correction d'épreuve des traductions**

François Nault

### **Rédacteurs associés**

Owen Adams

Gary Catlin

Arun Chockalingham

Gerry Hill

Elizabeth Lin

Yves Péron

Robert Spasoff

Deborah Sunter

Eugene Vayda

Kathryn Wilkins

### **Comité directeur de la Division des statistiques sur la santé pour la recherche et l'analyse**

Janet Hagey, présidente

Rosemary Campbell

Gary Catlin

Martha Fair

Jane Gentleman

Cyril Nair

Les *Rapports sur la santé* sont produits tous les trimestres par la Division des statistiques sur 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*, des *Rapports* et des *Données disponibles*. Les *Travaux de recherche* présentent des analyses approfondies et sont soumis à un examen anonyme par des pairs. Les *Rapports* consistent en des articles descriptifs, souvent fondés sur des publications ou des produits statistiques nouvellement parus. Les *Travaux de recherche* et les *Rapports* sont répertoriés dans Index Medicus et MEDLINE. Les *Données disponibles* sont des résumés de données récentes sur la santé produites par la Division des statistiques sur 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 des statistiques sur la santé, Statistique Canada, 18<sup>e</sup> étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa (Ontario) Canada K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-8553. Télécopieur : (613) 951-0792. Courrier électronique : [hlthrept@statcan.ca](mailto:hlthrept@statcan.ca).



# Travaux de recherche

Cette section présente des recherches et des analyses approfondies effectuées dans les domaines de la statistique sur la santé et de l'état civil.

# Chirurgie des anévrismes de l'aorte abdominale : différences selon le sexe

Greg F. Parsons, Jane F. Gentleman et K. Wayne Johnston

## Résumé

### Objectifs

Le présent article vise à examiner les taux d'opération des anévrismes de l'aorte abdominale (AAA) selon le sexe chez les malades hospitalisés au Canada et à cerner les raisons éventuelles des écarts entre les taux observés chez l'homme et chez la femme.

### Source des données

On a extrait du Fichier de données sur la morbidité hospitalière tenu à jour par Statistique Canada plus de 100 000 dossiers d'hospitalisation établis entre 1983-1984 et 1993-1994 pour des malades de 45 ans et plus présentant un AAA.

### Techniques d'analyse

Les taux d'opération sont calculés selon le sexe pour les malades hospitalisés à cause d'une rupture d'AAA, d'une part, et d'un AAA sans rupture, d'autre part. Pour tenir compte de la variation de la prévalence des AAA et des taux d'hospitalisation selon le sexe, on a calculé les taux d'opération en se fondant sur la population de malades hospitalisés qui présentent un AAA.

### Résultats principaux

Les taux d'opération non urgente et urgente des AAA sont systématiquement et nettement plus faibles chez la femme que chez l'homme.

### Conclusion

Les variations à la prévalence de l'AAA, des taux d'hospitalisation, de l'âge et de la contre-indication de l'intervention chirurgicale selon le sexe ne permettent pas d'expliquer l'écart entre les taux d'opération observés chez l'homme et chez la femme. On ne peut donc exclure la possibilité que la décision d'opérer soit entachée d'un biais lié au sexe.

### Mots-clés

Opération non urgente, opération d'urgence, biais lié au sexe.

### Auteurs

Greg Parsons (613)951-1634 et Jane F. Gentleman (613)951-8553 travaillent à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6. K. Wayne Johnston (416)340-3552 travaille au Service de chirurgie, Université de Toronto, M5G 2C4.

**D**urant l'exercice 1993-1994, environ 11 000 personnes ont été hospitalisées au Canada à cause d'un anévrisme de l'aorte abdominale (AAA), c'est-à-dire une dilatation localisée de l'artère principale de la région abdominale. La plupart des AAA sont asymptomatiques et, souvent, le diagnostic n'est posé que fortuitement, à la suite d'une palpation de l'abdomen ou d'une ultrasonographie. Il arrive aussi que ce soit des douleurs abdominales ou lombaires qui attirent l'attention sur un anévrisme. Indépendamment de ce qui même au diagnostic, une fois qu'on a décelé un AAA important et sans rupture, l'occasion se présente d'opérer afin d'éliminer le risque de rupture, donc de réduire la probabilité de décès.

De 1991 à 1993, plus de 1 000 décès par année ont été causés par un AAA<sup>1</sup>. Cependant, il s'agit vraisemblablement d'une sous-estimation, certains décès provoqués par un AAA ayant probablement été attribués à d'autres causes de mort subite, comme l'infarctus du myocarde.

## Méthodologie

### Source des données

On a tiré du Fichier de données sur la morbidité hospitalière de Statistique Canada des renseignements sur 103 488 malades hospitalisés à cause d'un AAA entre 1983-1984 et 1993-1994<sup>2</sup>. Toutes les radiations enregistrées par les hôpitaux généraux et spécialisés canadiens de toutes les provinces, sauf les hôpitaux psychiatriques et la plupart des services des hôpitaux militaires et carcéraux, figurent au fichier. La couverture de ce dernier est virtuellement totale.

Par « radiation », on entend le départ de l'hôpital ou le décès d'un malade hospitalisé. Chaque enregistrement contient jusqu'à cinq codes de diagnostic et jusqu'à trois codes d'intervention chirurgicale.

### Techniques d'analyse

Par définition, une hospitalisation est liée à la présence d'un AAA si le dossier de radiation contient un des deux codes de la *Classification internationale des maladies (CIM-9)* d'anévrisme de l'aorte abdominale dans une des zones de diagnostic suivantes : 441.3 (anévrisme de l'aorte abdominale, rompu) ou 441.4 (anévrisme abdominal, sans mention de rupture)<sup>3</sup>. Les codes 441.5 (anévrisme de l'aorte de siège non précisé, rompu) et 441.6 (anévrisme de l'aorte de siège non précisé, sans mention de rupture) de la *CIM-9* sont exclus. La proportion de dossiers présentant les deux derniers codes était inférieure à 4 % du total des radiations ayant trait à un AAA, tous cas avec ou sans rupture confondus.

Enfin, l'on compte comme une opération de l'aorte tout dossier présentant au moins un des codes de la *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux (CCA)* ci-après dans l'une des zones réservées aux interventions chirurgicales : 50.24 (résection de l'aorte avec anastomose), 50.34 (résection de l'aorte avec remplacement), 50.54 (autre exérèse de l'aorte), 51.25 (pontage aorto-iliaco-fémoral) ou 51.52 (autre cure chirurgicale d'anévrisme)<sup>4</sup>.

On considère que les dossiers où figurent les codes ci-après correspondent à des hospitalisations pour opération non urgente ou urgente d'un AAA.

Opération non urgente d'un AAA : *CIM-9* = 441.4 (non rompu) et *CCA* = 50.24 ou 50.34 ou 50.54 ou 51.25 ou 51.52

Opération urgente d'un AAA : *CIM-9* = 441.3 (rupture) et *CCA* = 50.24 ou 50.34 ou 50.54 ou 51.25 ou 51.52

Les fréquences d'hospitalisation à la suite d'un diagnostic d'AAA sont classifiées pour la population de 45 ans et plus selon le sexe, le groupe d'âge, l'existence d'un code de la *CIM-9* indiquant une rupture d'AAA et l'existence de codes de la *CCA* indiquant une opération de l'aorte.

Les taux annuels d'opération sont calculés selon l'âge et le sexe au niveau national (à l'exception des deux territoires) pour les opérations tant urgentes que non urgentes. Pour tenir compte des écarts entre les taux de prévalence des AAA et les taux d'hospitalisation chez l'homme et chez la femme, on a calculé les taux d'opération en se fondant sur la population de malades hospitalisés présentant un AAA. Dans le cas des opérations non urgentes, on a calculé les taux en divisant le nombre d'hospitalisations pour opérations non urgente d'un AAA par le nombre d'hospitalisations avec diagnostic d'AAA sans rupture. Les taux correspondants d'opération d'urgence correspondent au nombre d'hospitalisations pour opérations d'urgence d'un AAA divisé par le nombre d'hospitalisations avec diagnostic de rupture d'AAA.

Les taux d'opération selon le sexe sont des taux comparatifs pour l'âge. Pour les interventions chirurgicales non urgentes, on a pris pour référence population nationale de malades hospitalisés présentant un AAA non rompu, après regroupement des sexes et des années comprises entre 1983-1984 et 1993-1994. Pour les interventions d'urgence, on définit la population de référence de façon similaire en prenant les malades hospitalisés à cause d'une rupture d'AAA.

### Limites

Le Fichier de données sur la morbidité hospitalière ne contient pas de renseignements sur la taille des AAA ou sur la gravité des états diagnostiqués, deux facteurs susceptibles d'expliquer, en partie, l'écart entre les taux d'opération non urgente observés chez l'homme et chez la femme. Cependant, la taille de l'AAA n'a aucune pertinence quand on compare les taux d'opération d'urgence.

Les fréquences présentées dans cet article représentent non pas le nombre de malades, mais le nombre d'hospitalisations pour lesquelles le dossier fait état d'un AAA. Une personne peut être hospitalisée plus d'une fois au cours d'une année à cause d'un AAA. En outre, on ne peut pas toujours déterminer avec certitude la raison principale de l'hospitalisation d'après les codes de diagnostic et les codes d'intervention chirurgicale qui figurent dans le dossier de radiation, de sorte que, dans certains cas, le diagnostic d'AAA pourrait avoir été fortuit<sup>5,6</sup>. Par exemple, on pourrait hospitaliser une femme parce qu'on soupçonne qu'elle souffre d'une maladie coronarienne, découvrir qu'elle présente un petit AAA et la renvoyer chez elle sans opérer cet AAA. Si cette femme était de nouveau admise à l'hôpital durant le même exercice financier, ces deux hospitalisations d'une même malade présentant un AAA seraient comptées séparément lors du calcul des taux d'opération des AAA, car les données hospitalières sont classées selon l'hospitalisation plutôt que selon le malade.

Si l'on diagnostique un AAA avant rupture et que l'on intervient rapidement, le pronostic est bon. Le taux de mortalité opératoire est généralement inférieur à 5% dans le cas de la cure chirurgicale strictement non urgente<sup>7,8</sup>. Si l'on inclut les cas symptomatiques et (ou) urgents, le taux passe à 10 % environ<sup>9,10</sup>.

Si un AAA n'est pas diagnostiqué ou traité, sa croissance continue de dilater et d'affaiblir la paroi artérielle, ce qui augmente le risque de rupture. Si cela se produit la plupart des malades meurent avant d'atteindre l'hôpital.

Lors d'une intervention d'urgence en vue de traiter une rupture d'AAA, le taux de mortalité opératoire est de 50 % environ<sup>7,8</sup>. Malheureusement, même s'il arrive qu'un malade présentant une rupture d'AAA survive jusqu'à son arrivée à l'hôpital, certains facteurs obligent à exclure l'intervention chirurgicale. L'estimation du taux de mortalité après rupture d'AAA, y compris les cas non transportés à l'hôpital, varient de 80 % à 95 %<sup>11,12</sup>. Manifestement, le diagnostic précoce et l'intervention chirurgicale non urgente, quand elle est indiquée, sont des facteurs importants de réduction de la mortalité due aux AAA.

### À l'étranger

En Australie (1971-1981)<sup>13</sup>, en Écosse (1971-1984)<sup>14</sup>, et au Michigan (1980-1990)<sup>15</sup>, des études montrent qu'on a traitée par voie chirurgicale une plus faible proportion de femmes que d'hommes chez qui on a diagnostiqué un AAA. L'étude australienne indique qu'en 1980-1981, 35 % de femmes, mais 53 % d'hommes souffrant d'un AAA ont été opérés. L'étude écossaise montre qu'en 1984, 26 % des femmes, mais 49 % des hommes présentant un AAA ont subi une intervention chirurgicale. Enfin, selon l'étude américaine, de 1980 à 1990, les taux d'opération chez les hommes hospitalisés présentant un AAA sans ou avec rupture excédaient de 80 % et de 40 %, respectivement, ceux observés chez les femmes dans le même cas. Les auteurs de l'étude concluent qu'il reste à déterminer si l'écart entre les sexes est dû à une tendance dans la pratique clinique ou à des facteurs biologiques.

Parmi les malades hospitalisés, un moins grand nombre de femmes que d'hommes sont susceptibles de subir une opération non urgente ou d'urgence pour traiter un AAA. Ces écarts entre les taux d'opération pourraient tenir au fait que les lignes directrices concernant la cure chirurgicale ne sont pas aussi valables pour les femmes que pour les hommes. Il se pourrait aussi que la manifestation de troubles simultanés susceptibles de rendre la cure chirurgicale de l'AAA contre-indiquée diffère chez l'homme et chez la femme. Ou encore, la décision de traiter chirurgicalement un AAA pourrait être entachée d'un biais lié au sexe.

Fondé sur des données tirées du Fichier sur la morbidité hospitalière de Statistique Canada, le présent article vise à analyser les taux d'opération des AAA chez les malades hospitalisés, selon le sexe, de 1983-1984 à 1993-1994 (voir *Méthodologie*) et à cerner les raisons éventuelles des écarts entre les taux observés chez l'homme et chez la femme.

Certaines études antérieures donnent à penser qu'un biais lié au sexe pourrait avoir une incidence sur la conduite du traitement de l'AAA (voir *À l'étranger*) et de celui d'autres états pathologiques. À titre d'exemple, mentionnons l'application des méthodes de diagnostic et de revascularisation en cas de maladie coronarienne, l'orientation vers un spécialiste quand on soupçonne la présence de la maladie de Parkinson et le recours à l'ultrasonographie veineuse pour diagnostiquer une thrombose veineuse profonde<sup>16-23</sup>.

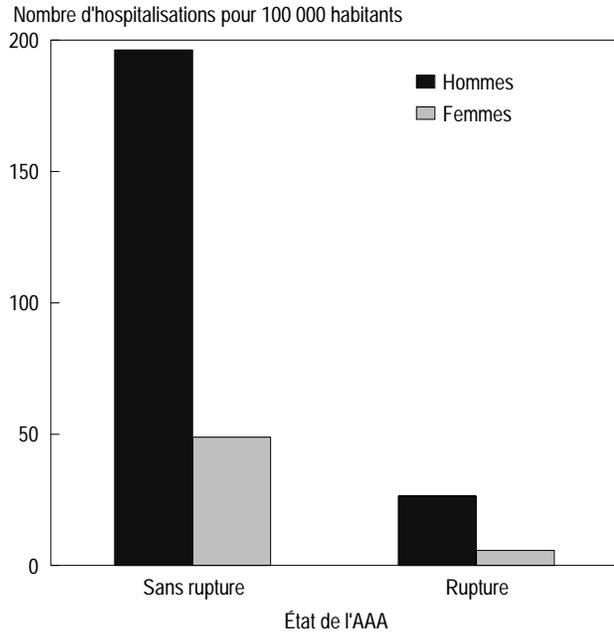
### Qui est susceptible de présenter un AAA?

Les anévrismes de l'aorte abdominale prévalent chez les personnes âgées et surviennent rarement chez les jeunes. En 1993-1994, c'est chez les Canadiens de 65 ans et plus qu'on a enregistré la majorité (83 %) des hospitalisations pour cause d'AAA. En outre, pratiquement toutes les personnes hospitalisées à la suite d'un AAA appartenaient au groupe des 45 ans et plus. Par conséquent, la présente analyse porte sur les malades hospitalisés de 45 ans et plus.

Les AAA ne touchent pas les hommes et les femmes de la même façon. Typiquement, le taux de prévalence est cinq à six fois plus élevé chez

Graphique 1

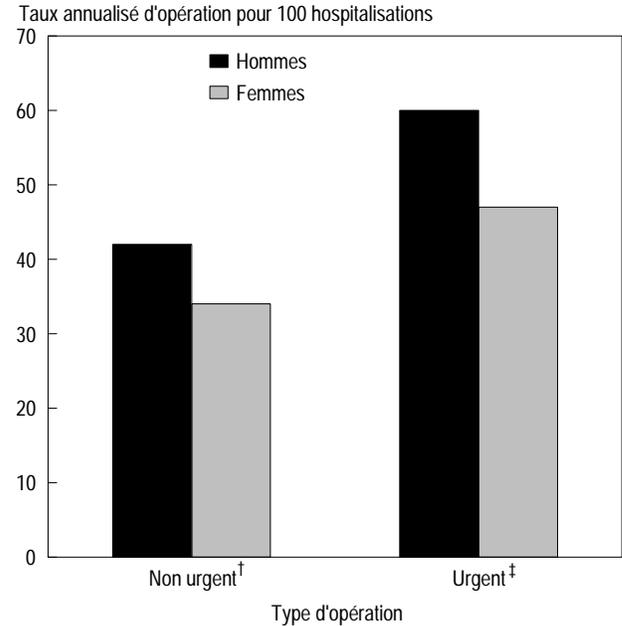
**Taux comparatifs pour l'âge d'hospitalisation pour cause d'AAA, selon le sexe, malades de 45 ans et plus, Canada, 1993-1994**



**Source des données :** Fichier des données sur la morbidité hospitalière  
**Nota :** Taux comparatifs en fonction de la structure par âge de la population canadienne de 1991.

Graphique 2

**Taux comparatifs pour l'âge d'opération des AAA, selon le sexe, 45 ans et plus, Canada, années 1983-1984 à 1993-1994**



**Source des données :** Fichier des données sur la morbidité hospitalière  
**Nota :** Taux comparatifs en fonction de la population hospitalisée présentant un AAA avec ou sans rupture, années 1983-1984 à 1993-1994 regroupées.  
 † Taux pour 100 malades hospitalisés présentant un AAA non rompu.  
 ‡ Taux pour 100 malades hospitalisés à la suite d'une rupture d'AAA.

Tableau 1

**Nombre d'AAA et taux d'opération des AAA, 45 ans et plus, Canada, de 1983-1984 à 1993-1994**

	AAA sans rupture				Rupture d'AAA			
	Nombre d'hospitalisations		Taux <sup>†</sup> d'opérations non urgentes		Nombre d'hospitalisations		Taux <sup>‡</sup> d'opérations urgentes	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
			Pour 100 hospitalisations				Pour 100 hospitalisations	
<b>Total</b>	<b>66 840</b>	<b>22 743</b>	<b>41,8<sup>§</sup></b>	<b>33,9<sup>§</sup></b>	<b>11,023</b>	<b>2 882</b>	<b>59,8<sup>§</sup></b>	<b>46,5<sup>§</sup></b>
1983-1984	4 381	1 552	40,1	33,3	940	222	58,4	51,0
1984-1985	4 637	1 739	41,4	33,5	919	224	56,8	45,0
1985-1986	5 079	1 786	41,6	33,9	978	244	58,3	35,3
1986-1987	5 710	1 875	42,2	34,9	962	226	59,3	41,5
1987-1988	6 110	2 089	41,3	34,8	1 024	237	60,6	44,9
1988-1989	6 477	2 039	42,4	32,7	1 033	276	59,2	51,0
1989-1990	6 280	2 173	41,8	33,5	1 031	242	63,4	49,7
1990-1991	6 588	2 193	43,0	34,7	1 023	280	60,2	51,0
1991-1992	7 007	2 327	42,4	35,8	1 066	288	63,7	47,7
1992-1993	6 913	2 358	41,7	32,7	1 029	328	59,2	48,1
1993-1994	7 658	2 612	41,0	33,3	1 018	315	59,8	46,5

**Source des données :** Fichier des données sur la morbidité hospitalière  
 † Taux comparatifs en fonction de la structure par âge de la population hospitalisée à cause d'un AAA non rompu, pour les années 1983-1984 à 1993-1994 regroupées.  
 ‡ Taux comparatifs en fonction de la structure par âge de la population hospitalisée pour rupture d'AAA, pour les années 1983-1984 à 1993-1994 regroupées.  
 § Taux annualisé sur 11 ans.

l'homme que chez la femme<sup>15,24,25</sup>. En 1993-1994, 75 % des malades hospitalisés à cause d'un AAA étaient des hommes et le taux d'hospitalisation des hommes était quatre à cinq fois plus élevé que celui des femmes (graphique 1). Naturellement, on dénombre plus de décès dus à un AAA chez l'homme que chez la femme<sup>15,24-26</sup>.

De 1983-1984 à 1993-1994, le taux comparatif d'hospitalisation due à un AAA non rompu a augmenté considérablement chez l'homme, passant de 146 à 196 pour 100 000 habitants. Chez la femme, ce taux a augmenté moins fortement, passant de 40 à 49. Le taux d'hospitalisation à la suite d'une rupture d'AAA a diminué légèrement chez l'homme passant de 32 à 26 entre 1983-1984 et 1993-1994, et il est demeuré relativement stable chez la femme avec 5,6 et 5,7, respectivement. À mesure que la population vieillit, l'on s'attend à ce que la fréquence des hospitalisations consécutives à un AAA continue d'augmenter.

### Opération non urgente

Parmi les malades hospitalisés, les femmes sont moins susceptibles que les hommes de subir une intervention chirurgicale non urgente pour traiter un AAA (graphique 2). De 1983-1984 à 1993-1994, le taux comparatif pour l'âge annualisé d'opération non urgente chez les femmes se chiffrait à 34 pour 100 hospitalisations. Chez les hommes ce taux dépassait 42 pour 100 hospitalisations (tableau 1). On observe cet écart entre les taux enregistrés chez l'homme et chez la femme pour tous les groupes d'âge (graphique 3).

### Opération d'urgence

Pareillement, les femmes hospitalisées pour rupture d'AAA sont moins susceptibles d'être opérées d'urgence que les hommes dans la même situation (graphique 2). De 1983-1984 à 1993-1994, le taux d'opération d'urgence enregistré chez la femme a oscillé autour de 50 pour 100 hospitalisations, mis à part le creux important observé de 1984-1985 à 1987-1988 (cette diminution temporaire au niveau national a été causée par la baisse inexplicée des taux enregistrés chez les femmes dans la région Atlantique, au Québec et en Ontario). Chez

l'homme, le taux a fluctué autour de 60 pour 100 hospitalisations. Le taux d'opération d'urgence pour traiter un AAA est plus faible chez la femme que chez l'homme pour tous les groupes d'âge.

### Explication des écarts

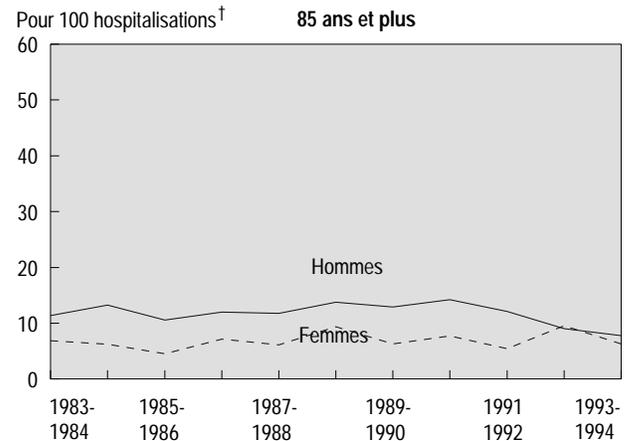
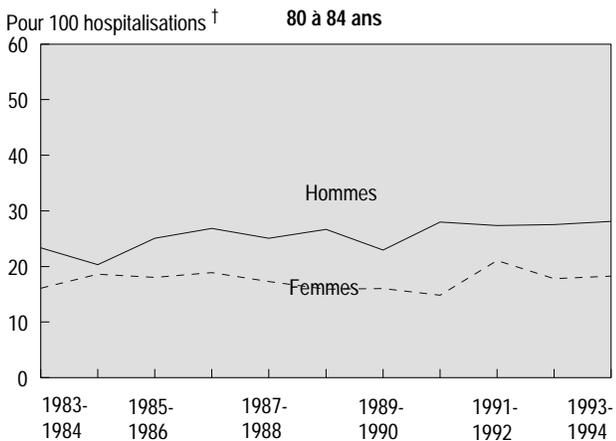
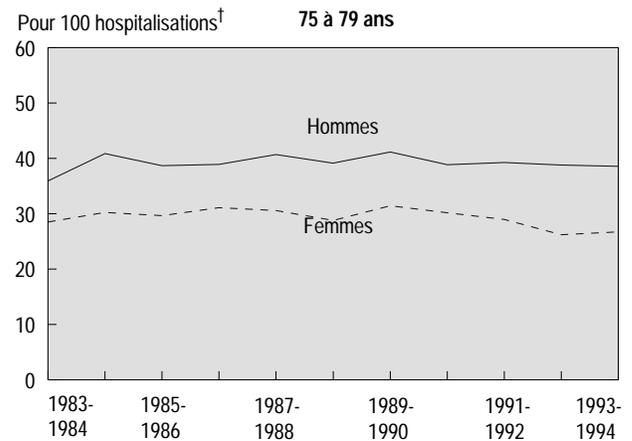
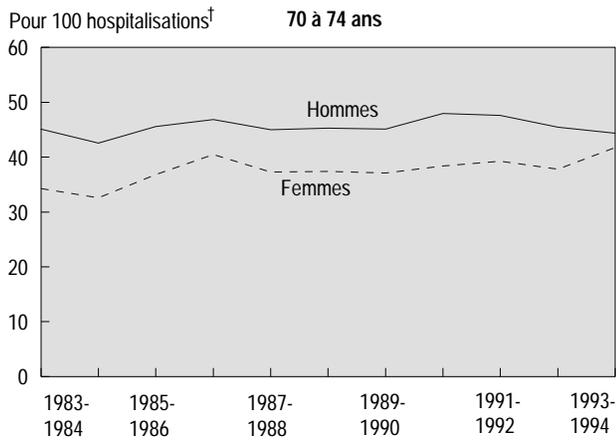
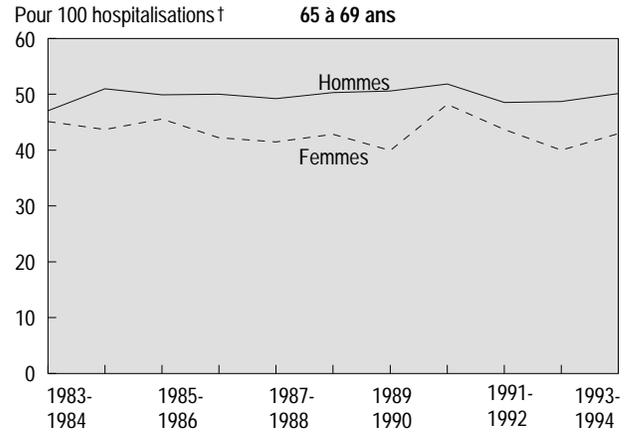
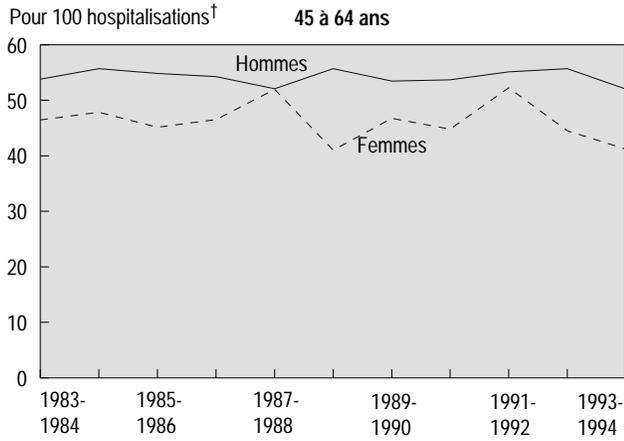
L'enregistrement d'un taux plus faible d'opération non urgente chez la femme que chez l'homme pourrait tenir au fait que les femmes sont plus souvent hospitalisées au cours d'une année pour cause d'AAA que les hommes. Or, cela ne semble pas être le cas. Les taux bruts calculés d'après les données sur la morbidité hospitalière couplées aux données-patient pour 1992-1993 et 1993-1994 indiquent que les taux d'hospitalisation multiple sont comparables pour l'homme et pour la femme. Parmi les personnes qui ont séjourné au moins une fois à l'hôpital à la suite d'un diagnostic d'AAA, 15 % de femmes et 16 % d'hommes comptent plus d'une radiation liée à un AAA. De surcroît, la question des hospitalisations répétées ne se posant pas en cas de rupture d'AAA, ce facteur ne peut expliquer les écarts entre les taux d'opération d'urgence.

Les patients peuvent influencer sur la décision d'opérer ou non. Selon deux études récentes, l'une portant sur l'implantation d'un défibrillateur cardiaque et l'autre, sur la greffe cardiaque, une portion nettement plus faible de femmes que d'hommes acceptent la cure chirurgicale<sup>27,28</sup>. Néanmoins, il semble peu probable que l'écart entre les taux d'acceptation de la cure chirurgicale de l'AAA puisse expliquer l'écart entre les taux d'opération des AAA, particulièrement en ce qui concerne l'intervention d'urgence.

Ainsi qu'il a été suggéré précédemment, un biais lié au sexe pourrait être partiellement à l'origine de l'écart entre les taux de traitement des AAA par intervention chirurgicale. Pour examiner cette possibilité, considérons trois hypothèses, selon lesquelles :

- les critères utilisés pour décider d'opérer ou non sont aussi valables pour les femmes que pour les hommes;
- les contra-indications à l'intervention chirurgicale sont comparables chez les hommes et les femmes hospitalisés à la suite d'un AAA;

Graphique 3  
**Taux d'opération non urgente des AAA, selon l'âge et le sexe, Canada, de 1983-1984 à 1993-1994**



**Source de données :** Le Fichier des données sur la morbidité hospitalière  
<sup>†</sup> Présentant un AAA sans rupture

- la décision d'opérer, fondée tant sur les critères pour une cure chirurgicale que sur les troubles médicaux observés chez les malades hospitalisés à cause d'un AAA, n'est pas biaisée.

Les taux d'opération devraient être à peu près les mêmes pour les femmes et pour les hommes si ces trois hypothèses se vérifiaient.

### Critères pour la cure chirurgicale

La décision d'opérer ou non un AAA qui ne s'est pas rompu se fonde sur plusieurs critères, à savoir la taille de l'AAA, en valeur absolue ou par rapport au diamètre de l'aorte sous-rénale normale, le taux de croissance de l'anévrisme et les contre-indications de la cure chirurgicale. En 1992, un comité d'expert a fait des recommandations quant aux indications de la cure chirurgicale des AAA (voir *Lignes directrices concernant la cure chirurgicale*)<sup>29</sup>. Ces recommandations, ainsi que celles faites antérieurement, ne tiennent pas compte explicitement du sexe, alors que le diamètre de l'aorte est généralement plus petit chez la femme que chez l'homme<sup>30</sup>. Bien que l'adoption de la taille relative de l'AAA comme critère (par exemple, un diamètre pour l'AAA qui serait supérieur au double du diamètre de l'aorte sous-rénale normale) tienne compte de la variation de la dimension de l'aorte chez l'homme et chez la femme, la mesure absolue de la taille de l'AAA (par exemple, un diamètre supérieur à 4 cm) est la méthode appliquée en recherche et dans la pratique clinique<sup>30</sup>. Les auteurs d'une étude mentionnent toutefois que le critère de la taille absolue de l'AAA est parfois appliqué différemment selon le sexe, l'intervention chirurgicale étant pratiquée sur des AAA de taille plus petite chez la femme<sup>31</sup>.

Si un homme et une femme du même âge présentent l'un et l'autre un AAA non rompu, il est vraisemblable que celui de la femme soit plus petit que celui de l'homme, parce que l'aorte des femmes est généralement plus petite que celle des hommes et parce que les AAA ont tendance à se manifester à un âge plus tard chez la femme que chez l'homme. La différence de taille des AAA pourrait expliquer en partie l'écart entre les taux d'opération non urgente pour un âge donné. Cependant, la variation de l'âge auquel se manifeste l'AAA ne peut expliquer

cet écart, car le taux d'opération non urgente est plus faible non seulement pour les femmes appartenant au même groupe d'âge que les hommes, mais aussi pour les femmes appartenant à des groupes d'âge plus avancé (tableau 2 et graphique 3). Dans le cas d'une rupture d'AAA, la différence de taille est sans importance et elle ne peut expliquer l'écart entre les taux d'opération d'urgence selon l'âge observés pour l'homme et pour la femme.

### Lignes directrices concernant la cure chirurgicale

Un sous-comité du conseil mixte de la Society for Vascular Surgery et de la section nord-américaine de l'International Society for Cardiovascular Surgery a précisé que l'intervention chirurgicale non urgente est indiquée si le diamètre de l'AAA est supérieur à 4 cm ou s'il est deux fois plus grand que le diamètre de l'aorte sous-rénale normale<sup>29</sup>. À titre de critère supplémentaire, le sous-comité a précisé que le développement de l'AAA sur six mois devrait être égal ou supérieur à 0,5 cm.

Pour les anévrismes qui atteignent un diamètre de 4 à 5 cm, les lignes directrices précisent une gamme d'états comorbides qui pourraient justifier de ne pas proposer la réparation chirurgicale de l'AAA. Ces états sont un infarctus du myocarde survenu au cours des six derniers mois, une insuffisance cardiaque congestive intractable, une angine de poitrine grave, un dysfonctionnement rénal grave, une diminution des facultés mentales et un âge très avancé. Selon de nombreux auteurs, les maladies cérébrovasculaires et l'insuffisance pulmonaire grave poseraient un risque opératoire supplémentaire<sup>32-34</sup>. Lorsqu'un anévrisme atteint un diamètre supérieur à 5 cm, les lignes directrices indiquent que l'état comorbide doit être considérablement plus grave pour exclure l'intervention chirurgicale non urgente (autrement dit, une espérance de vie inférieure à deux ans, des problèmes médicaux irrépressibles ou la prévision d'une qualité de vie inacceptable).

Dans le cas de la rupture d'un AAA, l'intervention chirurgicale est généralement offerte, à moins qu'il n'existe des états comorbides importants susceptibles de limiter l'espérance et la qualité de vie du malade. « La plupart des spécialistes de la chirurgie vasculaire recommandent d'opérer systématiquement en cas de symptômes ou de rupture d'AAA... à condition qu'il n'existe aucune contre-indication contraignante<sup>35</sup>. »

Néanmoins, si le monde médical s'entend généralement sur le fait que la rupture diagnostiquée ou soupçonnée d'un anévrisme suffit à justifier une opération d'urgence, ses membres ne peuvent se mettre d'accord sur les contre-indications d'une telle opération. Le sous-comité n'a énuméré que les états préterminaux qui excluent la survie à long terme (p. ex., un cancer) et les états dont l'incidence sur la qualité de la vie rend l'intervention chirurgicale peu raisonnable (par exemple, une démence).

## États pathologiques des malades hospitalisés à cause d'un AAA

Si, comparativement aux hommes, les femmes hospitalisées à la suite d'un AAA présentaient simultanément plus de maladies ou d'états pathologiques qui empêchent d'opérer l'AAA, certains écarts entre les taux d'opération enregistrés pour les hommes et pour les femmes pourraient être ainsi expliqués.

En se fondant sur des études antérieures, on a choisi sept diagnostics qui pourraient rendre l'opération non urgente d'un AAA contre-indiquée (tableau 3)<sup>29-32,35</sup>. Comme prévu, on constate que le

Tableau 2  
Taux d'opération des AAA, selon la présence de diagnostics simultanés, le groupe d'âge et le sexe, Canada, de 1983-1984 à 1993-1994

	Existence d'un ou de plusieurs diagnostics simultanés			Aucun diagnostic simultané		
	Groupe d'âge			Groupe d'âge		
	45 à 64	65 à 79	80+	45 à 64	65 à 79	80+
	Pour 100 hospitalisations					
<b>Opération non urgente†</b>						
Hommes	37	31	14	58	49	24
Femmes	28	22	7	51	41	15
<b>Opération d'urgence‡</b>						
Hommes	66	60	43	75	67	48
Femmes	43	45	27	63	56	36

**Source des données :** Fichier des données sur la morbidité hospitalière

† Voir les diagnostics énumérés au tableau 3; taux pour 100 malades hospitalisés présentant un AAA non rompu.

‡ Voir les diagnostics énumérés au tableau 4; taux pour 100 malades hospitalisés à la suite d'une rupture d'AAA.

Tableau 3  
Certains diagnostics simultanés susceptibles de rendre l'opération non urgente d'un AAA contre-indiquée

Diagnostic	Code de la CIM-9
Sénilité, autre dégénérescence cérébrale	290.331
Infarctus du myocarde	410-412
Angine de poitrine	413
Maladie du système circulatoire pulmonaire	415-417
Défaillance cardiaque	428
Maladie cérébrovasculaire	430-438
Défaillance rénale et troubles dus à un dysfonctionnement rénal	584-588

taux d'opération non urgente d'un AAA est plus faible quand on a diagnostiqué au moins un de ces troubles. Les femmes hospitalisées à cause d'un AAA sans rupture sont un peu plus susceptibles que les hommes de souffrir d'un ou de plusieurs de ces troubles. On a diagnostiqué au moins un des sept troubles sélectionnés chez 26 % des femmes, comparativement à 23 % des hommes. Cependant, même chez les malades ne présentant aucun de ces états comorbides, le taux d'opération non urgente est plus faible pour la femme que pour l'homme (tableau 2).

L'examen des dossiers des hôpitaux a permis de repérer 19 autres diagnostics susceptibles de représenter une contre-indication de l'intervention chirurgicale d'urgence (tableau 4). Pour chaque contre-indication repérée, la majorité des malades hospitalisés à cause de la rupture d'un AAA n'ont subi aucune opération d'urgence. Les femmes présentant une rupture d'AAA étaient, légèrement plus nombreuses que les hommes à manifester un ou plusieurs des états comorbides susmentionnés.

Tableau 4  
Certains diagnostics simultanés susceptibles de rendre l'opération d'urgence d'un AAA contre-indiquée

Diagnostic†	Code de la CIM-9
Néoplasmes malins	140-208
Perturbations de l'équilibre des liquides et des électrolytes et de l'équilibre acide-base	276
Obésité et autres hyperalimentations	278
Autre anémie et anémie non précisée	285
Cardiopathie hypertensive	402
Infarctus aigu du myocarde	410
Ancien infarctus du myocarde	412
Autre forme de cardiopathie ischémique chronique	414
Dysrythmie cardiaque	427
Défaillance cardiaque	428
Effets tardifs d'une maladie cérébrovasculaire	438
Athérosclérose	440
Autre maladie vasculaire périphérique	443
Autres troubles de l'appareil circulatoire	459
Pneumonie, microorganisme non précisé	486
Emphysème	492
Obstruction chronique des voies respiratoires, non classifiée ailleurs	496
Pleurésie	511
Défaillance rénale chronique	585

**Source des données :** Fichier des données sur la morbidité hospitalière

† La plupart des malades hospitalisés présentant un AAA sans rupture avec diagnostics simultanés n'ont pas eu d'intervention chirurgicale.

Au moins un de ces diagnostics figurait dans les dossiers de 52 % des femmes, comparativement à 50 % des hommes. Toutefois, même chez les malades ne présentant aucun de ces troubles, le taux d'opération d'urgence est plus faible chez la femme que chez l'homme (tableau 2).

Donc, même si les femmes hospitalisées à cause d'un AAA semblent plus susceptibles de souffrir d'autres troubles qui pourraient rendre l'intervention chirurgicale contre-indiquée, l'écart entre les prévalences de ces troubles chez les malades hospitalisés présentant un AAA est nettement plus faible que l'écart entre les taux d'opération enregistrés pour les deux sexes.

Il se pourrait aussi que la gravité variable des états comorbides selon le sexe (différence que l'on ne peut déterminer à l'aide des données disponibles) explique certains écarts entre les taux d'opération des AAA enregistrés chez l'homme et chez la femme. Néanmoins, compte tenu de la persistance de l'écart entre hommes et femmes en ce qui a trait au taux d'opération non urgente et d'urgence chez les malades ne présentant aucun de ces états comorbides, on ne peut exclure la possibilité d'un biais lié au sexe.

### Existe-t-il un biais lié au sexe?

Selon des études effectuées dans d'autres pays, la décision d'opérer un AAA varie selon le sexe du malade. En outre, dans le rapport d'une étude récente du Groupe d'étude canadien sur la chirurgie vasculaire des anévrismes, Johnston soutient que certaines données prouvent l'existence d'un biais lié au sexe dans le diagnostic de l'AAA et (ou) la sélection des candidats à la cure chirurgicale<sup>7</sup>. La proportion de femmes chez lesquelles, selon les statistiques chirurgicales, on procède à la réparation d'un AAA rompu ou non est généralement plus faible que la proportion de femmes présentant un AAA telle qu'établie à l'examen des rapports d'autopsie, des études ultrasonographiques, des dossiers de radiation des hôpitaux et des données nationales sur la mortalité. Deux explications ont été proposées : d'une part, l'écart observé reflète peut-être un biais lié au sexe et, d'autre part, dans le cas des femmes, la prévalence des AAA la plus forte

s'observe chez celles du troisième âge qui peuvent ne pas être considérées de bonnes candidates pour la cure chirurgicale, à cause de leur âge et (ou) de l'existence d'états comorbides.

### Conclusions

Les données confirment nettement l'écart entre les taux d'opération des AAA enregistrés chez l'homme et chez la femme. Les taux d'opération non urgente et d'urgence d'un AAA sont considérablement plus faibles chez la femme que chez l'homme et cet écart persiste pour tous les groupes d'âge et pour les 11 années visées par l'analyse. L'examen des causes éventuelles de ces écarts ne permet pas d'exclure l'existence d'un biais lié au sexe.

La tendance apparente à traiter moins agressivement l'AAA chez la femme que chez l'homme pourrait tenir à trois perceptions, comme quoi le trouble est moins grave chez la femme, l'intervention chirurgicale est plus dangereuse pour la femme et l'AAA est un trouble qui se manifeste principalement chez l'homme<sup>15</sup>. Quelle que soit la raison invoquée, en recommandant moins souvent aux femmes le traitement chirurgical non urgent d'un AAA, on pourrait lui faire courir un plus grand risque de décès à la suite de la rupture d'un AAA.

### Références

1. Statistique Canada, *Causes de décès, 1993*, n° 84-208 au catalogue, Ottawa, Ministère de l'Industrie, 1995.
2. Statistique Canada, *La morbidité hospitalière et interventions chirurgicales 1993-1994*, n° 82-216-XPB au catalogue, Ottawa, Ministère l'Industrie, 1995.
3. Organisation mondiale de la santé, *Classification internationale des maladies*, rév. 1975, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
4. Statistique Canada, *Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux*, n° 82-562F au catalogue, occasionnel, Ottawa, Ministère l'Industrie, 1992.
5. Statistique Canada, *Rapports sur la santé : La morbidité hospitalière 1988-1989*, n° 82-003S1 au catalogue, Ottawa, Ministère l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1991.
6. Statistique Canada, *Rapports sur la santé : Interventions chirurgicales et traitements 1988-1989*, n° 82-003S2 au catalogue, Ottawa, Ministère de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1991.

7. K.W. Johnston, «Influence of sex on the results of abdominal aortic aneurysm repair», *Journal of Vascular Surgery*, 20(6), 1994, p. 914-926.
8. G.E. Poulidas, N. Doundoulakis, B. Skoutas et al., «Abdominal aneurysmectomy and determinants of improved results and late survival: Surgical considerations in 672 operations and 1-15 year follow-up», *The Journal of Cardiovascular Surgery*, 35(2), 1994, p. 115-121.
9. A. Nasim, R.D. Sayers, M.M. Thompson et al., «Trends in abdominal aortic aneurysms: A 13-year review», *European Journal of Vascular and Endovascular Surgery*, 9(2), 1995, p. 239-243.
10. A.K. Samy, B. Whyte et G. MacBain, «Abdominal aortic aneurysm in Scotland», *British Journal of Surgery*, 81(2), 1994, p. 1104-1106.
11. G. Johansson et J. Swedenborg, «Ruptured abdominal aortic aneurysms: A study of incidence and mortality», *British Journal of Surgery*, 73(2), 1986, p. 101-103.
12. P.R.S. Thomas et R. D. Stewart, «Mortality of abdominal aortic aneurysm», *British Journal of Surgery*, 75(8), 1988, p. 733-736.
13. W.M. Castleden, J.C. Mercer et les membres du West Australian Vascular Service, «Abdominal aortic aneurysms in Western Australia: Descriptive epidemiology and patterns of rupture», *British Journal of Surgery*, 72(2), 1985, p. 109-112.
14. A.R. Naylor, J. Webb, F.G.R. Fowkes, et al., «Trends in abdominal aortic aneurysm surgery in Scotland (1971-1984)», *European Journal of Vascular Surgery*, 2, 1988, p. 217-221.
15. D.J. Katz, J.C. Stanley et G.B. Zelenock, «Gender differences in abdominal aortic aneurysm prevalence, treatment, and outcome», *Journal of Vascular Surgery*, 25(3), 1997, p. 561-568.
16. S.S. Khan, S. Nessim, R. Gray, et al., «Increased mortality of women in coronary artery bypass surgery: Evidence for referral bias», *Annals of Internal Medicine*, 112(8), 1990, p. 561-567.
17. B.A. Rybicki, C.C. Johnson et J.M. Gorell, «Demographic differences in referral rates to neurologists of patients with suspected Parkinson's disease: Implications for case-control study design», *Neuroepidemiology*, 14(2), 1995, p. 72-81.
18. J.N. Tobin, S. Wassertheil-Smoller, J.P. Wexler, et al., «Sex bias in considering coronary bypass surgery», *Annals of Internal Medicine*, 107(1), 1987, p. 19-25.
19. C. Maynard, P.E. Litwin, J.S. Martin, et al., «Gender differences in the treatment and outcome of acute myocardial infarction», *Archives of Internal Medicine*, 152, 1992, p. 972-976.
20. J.B. Kostis, A.C. Wilson, K. O'Dowd, et al., «Sex differences in the management and long-term outcome of acute myocardial infarction», *Circulation*, 90(4), 1994, p. 1715-1730.
21. B.A. Bergelson et C.L. Tommaso, «Gender differences in clinical evaluation and triage in coronary artery disease», *Chest*, 108(6), 1995, p. 1510-1513.
22. H.G. Beebe, R.P. Scissons, S.X. Salles-Cunha, et al., «Gender bias in use of venous ultrasonography for diagnosis of deep venous thrombosis», *Journal of Vascular Surgery*, 22(5), 1995, p. 538-542.
23. W.H. Giles, R.F. Anda, M.L. Casper, et al., «Race and sex differences in rates of invasive cardiac procedures in U.S. hospitals», *Archives of Internal Medicine*, 155, 1995, p. 318-324.
24. H.J.C.M. Pleumeekers, A.W. Hoes, E. van-der-Does et al., «Aneurysms of the abdominal aorta in older adults: The Rotterdam study», *American Journal of Epidemiology*, 142(12), 1995, p. 1291-1299.
25. R.A.P. Scott, N.M. Wilson, H.A. Ashton et al., «Influence of screening on the incidence of ruptured abdominal aortic aneurysm: 5-year results of a randomized controlled study», *British Journal of Surgery*, 82(8), 1995, p. 1066-1070.
26. W.J. Millar, C.W. Cole et G.B. Hill, «Tendances de la mortalité hospitalière dues aux anévrismes de l'aorte abdominale», *Rapport sur la santé*, 7(1), 1995, p. 21-30, (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
27. H.L. Horton, R.A. Marinchak, S.J. Rials et al., «Gender differences in device therapy for malignant ventricular arrhythmias», *Archives of Internal Medicine*, 155(21), 1995, p. 2342-2345.
28. K.D. Aaronson, J.S. Schwartz, J.E. Goin et al., «Sex differences in patient acceptance of cardiac transplant candidacy», *Circulation*, 91(11), 1995, p. 2753-2761.
29. L.H. Hollier, L.M. Taylor et J. Ochsner, «Recommended indications for operative treatment of abdominal aortic aneurysms: Report of a subcommittee of the Joint Council of the Society for Vascular Surgery and the North American Chapter of the International Society for Cardiovascular Surgery», *Journal of Vascular Surgery*, 15(6), 1992, p. 1046-1056.
30. D.J. Ballard, J.A. Etchason, H.H. Lee et al., *Abdominal Aortic Aneurysm Surgery: A Literature Review and Ratings of Appropriateness and Necessity*, Santa Monica, California RAND, 1992.
31. J.E. Starr, N.R. Hertzner, E.J. Mascha et al., «Influence of gender on cardiac risk and survival in patients with infrarenal aortic aneurysms», *Journal of Vascular Surgery*, 23(5), 1996, p. 870-880.
32. J.W. Hallett Jr., T.C. Bower, K.J. Cherry et al., «Selection and preparation of high-risk patients for repair of abdominal aortic aneurysms», *Mayo Clinic Proceedings*, 69(8), 1994, p. 763-768.
33. S. Aune, S.R. Amundsen, J. Evjensvold et al., «Operative mortality and long-term relative survival of patients operated on for asymptomatic abdominal aortic aneurysm», *European Journal of Vascular Endovascular Surgery*, 9(3), 1995, p. 293-298.
34. E.W. Steyerberg, J. Kievit, J.C. de Mol Van Otterloo et al., «Perioperative mortality of elective abdominal aortic aneurysm surgery: A clinical prediction rule based on literature and individual patient data», *Archives of Internal Medicine*, 155(8), 1995, p. 1998-2004.
35. C.B. Ernst, «Abdominal aortic aneurysm», *The New England Journal of Medicine*, 328(16), 1993, p. 1167-1172.







# Qui ne se fait pas mammographier?

Jane F. Gentleman et Judy Lee

## Résumé

### Objectifs

Le présent article a pour but d'examiner les caractéristiques des femmes, de 50 à 69 ans principalement, qui passent ou ne passent pas l'examen mammographique.

### Source des données

Les données sont tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population effectuée par Statistique Canada en 1994-1995.

### Techniques d'analyse

On a appliqué la méthode de régression logistique multivariée pour déterminer la probabilité relative d'avoir déjà subi un examen mammographique et, chez les femmes qui ont déjà subi pareil examen, la probabilité relative d'en avoir subi un au cours des deux dernières années.

### Résultats principaux

En 1994-1995, 75 % des Canadiennes de 50 à 69 ans avaient déjà subi un examen mammographique à un moment donné, mais le quart de ces femmes n'en avaient pas passé au cours des deux années précédant l'enquête. Les caractéristiques liées de façon significative au fait de passer une mammographie sont la province de résidence, la consultation d'un médecin, l'état matrimonial, le niveau de scolarité, l'activité professionnelle et le pays de naissance.

### Conclusion

Les caractéristiques des femmes de 50 à 69 ans qui n'ont jamais passé de mammographie, ou qui ne l'ont pas fait aussi souvent qu'il est préconisé, permettent de définir les groupes auxquels devraient s'adresser les programmes visant à encourager le respect des recommandations.

### Mots-clés

Mammographie, cancer du sein, dépistage à grande échelle.

### Auteurs

Jane F. Gentleman (613) 951-8553 et Judy Lee (613) 951-1775 font partie de la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

Le recours à la mammographie pour dépister le cancer du sein s'est accru de façon spectaculaire, particulièrement depuis qu'on a établi un lien entre cet examen de dépistage et la baisse de la mortalité par cancer du sein<sup>1</sup>. Le nombre annuel d'exams mammographiques effectués au Canada est passé de 162 000 seulement en 1981 à 1,4 million environ en 1994<sup>2</sup>.

La Société canadienne du cancer recommande que les femmes de 50 à 69 ans passent un examen mammographique tous les deux ans. D'après l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) effectuée en 1994-1995 par Statistique Canada, les trois quarts des femmes appartenant à ce groupe d'âge avaient déjà passé au moins une mammographie à l'époque. Il n'en demeure pas moins que plus de 630 000 femmes de 50 à 69 ans n'avaient jamais passé cet examen. Qui plus est, près d'un quart des femmes qui ont dit avoir déjà passé une mammographie ne l'avaient pas fait au cours des deux années précédant l'enquête.

## Méthodologie

### Source des données

Les données sur lesquelles se fonde le présent article sont tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) effectuée en 1994-1995 par Statistique Canada<sup>3</sup>. On a posé aux femmes de 35 ans et plus qui ont participé à l'enquête la question : «Avez-vous déjà passé une mammographie, c'est-à-dire une radiographie du sein?». À celles qui ont répondu affirmativement, on a posé la question : «À quand remonte votre dernière mammographie?».

La présente analyse porte sur les femmes appartenant au groupe d'âge que vise maintenant les programmes d'examen mammographique (groupe des 50 à 69 ans) et qui ont répondu à la première question. Ces 2 111 femmes des 10 provinces du Canada sont représentatives des 2 551 674 de femmes ne vivant pas en établissement. Nous présentons également des renseignements sur les femmes de 40 à 49 ans (1 471 femmes qui sont représentatives des 2 002 949 de femmes ne vivant pas en établissement). Les femmes dont on ignorait les antécédents d'examen mammographique ont été exclues.

L'enquête a porté sur tous les examens mammographiques et elle ne fait pas la distinction entre ceux subis dans le cadre d'un programme officiel de dépistage du cancer du sein et ceux passés pour d'autres raisons.

Le Nouveau-Brunswick, le Manitoba et Terre-Neuve ont lancé des programmes officiels de dépistage après que les données de l'ENSP aient été recueillies. Par conséquent, la présente analyse ne reflète pas les effets que ces programmes pourraient avoir eu sur les taux de mammographie.

### Date de lancement des programmes provinciaux de dépistage du cancer du sein et calendrier de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)

Province	Date de lancement
Colombie-Britannique	juillet 1988
Saskatchewan	avril 1990
Ontario	juin 1990
Alberta	octobre 1990
Nouvelle-Écosse	juin 1991
ENSP : de juin 1994 à juin 1995	
Nouveau-Brunswick	juin 1995
Manitoba	juillet 1995
Terre-Neuve	janvier 1996
Île-du-Prince-Édouard	...
Québec	...

### Techniques d'analyse

On a recouru à la régression logistique multivariée pour calculer les probabilités d'avoir déjà passé une mammographie, ainsi que les probabilités, chez les femmes qui avaient déjà passé cet examen, d'en avoir passé un au cours des deux dernières années. La plupart des variables indépendantes ont été choisies en se fondant sur les caractéristiques démographiques et socio-économiques et sur les pratiques en matière de santé qui, selon des études antérieures, sont liées au fait de passer un examen mammographique. On a pondéré les régressions de façon à ce qu'elles soient représentatives de la population canadienne en rééchantillonnant les poids de sondage de façon à ce que leur somme corresponde au nombre de femmes rejointes par l'enquête.

Les variables indépendantes des régressions sont l'état matrimonial, la province, la résidence ou non-résidence dans une région métropolitaine de recensement (RMR), le niveau de scolarité, le revenu du ménage, l'activité principale, le lieu de naissance, la consultation d'un médecin au cours de l'année précédant l'étude et le fait d'être atteinte d'un cancer. Les RMR, sont des centres urbains dont le noyau urbain compte au moins 100 000 habitants. Elles sont au nombre de 25 au Canada<sup>4</sup>. Le revenu du ménage est une mesure dérivée de celle du revenu adéquat selon la taille du ménage. Par activité principale, on entend l'activité à laquelle la femme interrogée a déclaré consacrer la plupart de son temps. On a considéré comme ayant consulté un médecin les femmes qui ont indiqué avoir rendu visite ou téléphoné à un médecin généraliste au cours des 12 derniers mois. La variable cancer a été incluse dans le modèle afin d'apporter aux autres résultats une correction tenant compte du fait que cette femme souffrait ou non de cette maladie. Les femmes chez lesquelles on avait diagnostiqué un cancer au moins cinq ans plus tôt et qui avaient été déclarées guéries n'ont pas été considérées comme atteintes d'un cancer au moment de l'enquête.

### Limites

Les données sur la mammographie tirées de l'ENSP posent les problèmes inhérents aux données autodéclarées. Les femmes qui acceptent de participer à une enquête telle que l'ENSP sont peut-être plus susceptibles que les autres d'adopter des comportements favorables à la santé, comme de passer un examen mammographique de dépistage. Certaines femmes interrogées ont peut-être décidé de donner une réponse socialement souhaitable et déclaré qu'elles ont passé une mammographie, alors qu'elles ne l'ont pas fait. En outre, certaines femmes ont peut-être répondu affirmativement, pensant qu'une radiographie pulmonaire ou un autre examen du sein est une mammographie. De surcroît, il est possible que certaines femmes ne se soient pas souvenues avec précision de la date de leur dernière mammographie<sup>2</sup>.

Fondé sur des données de l'ENSP de 1994-1995, le présent article précise les caractéristiques démographiques et socio-économiques ainsi que les pratiques en matière de santé des femmes de 50 à 69 ans qui passent un examen mammographique, d'une part, et de celles qui n'en passent pas, d'autre part (voir *Méthodologie*). Comme elle tient compte de tous les examens mammographiques, plutôt qu'uniquement de ceux passés dans le cadre de programmes officiels de dépistage, cette analyse permet d'évaluer les résultats regroupés de tous les efforts déployés en vue d'encourager le respect des recommandations.

Selon des études antérieures, les facteurs en corrélation avec le fait de passer l'examen mammographique incluent l'âge, la race, le revenu, le niveau de scolarité, le lieu de résidence, l'avis du médecin, les connaissances ayant trait au maintien d'un bon état de santé et la couverture de l'examen par un régime d'assurance-soins médicaux<sup>5-14</sup>. Cette analyse des données de l'ENSP montre que la probabilité que les femmes appartenant au groupe d'âge visé par les recommandations passent un examen mammographique varie significativement selon l'état matrimonial, la province, le niveau de scolarité, l'activité professionnelle, le pays de naissance, la proximité dans le temps des contacts avec un médecin et l'existence d'un cancer. Certaines de ces variables ayant une incidence beaucoup plus forte que d'autres sur le fait qu'une femme passe un examen mammographique, il convient d'en tenir compte quand on essaie de rejoindre les femmes qui sont visées par les recommandations, mais qui n'ont pas fait l'objet d'un dépistage.

### Cancer du sein

Les données réelles les plus récentes indiquent que la mortalité par cancer du sein chez les femmes de 50 à 69 ans est à la baisse (voir *Le point sur la mortalité par cancer du sein, 1995* dans le présent numéro<sup>15</sup>). Néanmoins, on estime qu'en 1997, on diagnostiquera un cancer du sein chez 3 600 femmes dans la cinquantaine et que cette maladie emportera 810 d'entre elles<sup>16</sup>. On estime le taux d'incidence

pour 1997 à 240 nouveaux cas pour 100 000 femmes de 50 à 59 ans et le taux de mortalité, devrait s'élever à 54 décès pour 100 000. Ces taux sont plus élevés pour les femmes dans la soixantaine. En 1997, on prévoit enregistrer dans ce groupe d'âge, 4 400 nouveaux cas de cancer du sein et 1 050 décès c'est-à-dire des taux estimés d'incidence et de mortalité respectivement de 364 et 87 pour 100 000 femmes âgées de 60 à 69 ans.

### Programmes officiels de dépistage

Le fait qu'une femme passe ou non un examen mammographique dépend, dans une certaine mesure, de l'existence de ce service et de la façon dont il est coordonné. En 1988, les participants à l'atelier sur le dépistage précoce du cancer du sein, parmi lesquels on comptait des représentants du gouvernement ainsi que de groupes bénévoles et professionnels de toutes les régions du pays, ont recommandé que les femmes de 50 à 69 ans passent un examen mammographique de dépistage tous les deux ans. Ils ont aussi recommandé dans leur rapport qu'on crée des centres spécialisés de dépistage<sup>1</sup>.

Grâce à des initiatives du monde médical et de Santé Canada, il existe maintenant des programmes officiels de dépistage du cancer du sein dans toutes les provinces, sauf au Québec et à l'Île-du-Prince-Édouard, qui sont à les mettre sur pied. La Colombie-Britannique, qui a lancé son programme en 1988, a été la pionnière; alors que Terre-Neuve, qui a mis son programme en place en 1996, a été la dernière à le faire.

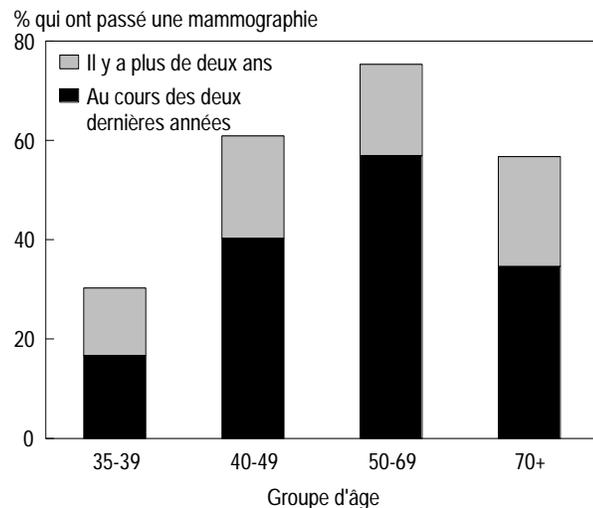
La Colombie-Britannique ayant supprimé le groupe des 40 à 49 ans de son programme en 1995, tous les programmes officiels de dépistage du cancer du sein visent désormais à faire passer tous les deux ans cet examen aux femmes dans la cinquantaine et dans la soixantaine (voir la section intitulée *Quand le dépistage du cancer du sein devrait-il commencer?*). La limite supérieure d'âge recommandée est 69 ans pour tous les programmes officiels de dépistage. Néanmoins, plusieurs provinces acceptent qu'on fasse passer, sur demande, cet examen aux femmes de plus de 69 ans<sup>2,17</sup>.

### Taux élevés pour le groupe d'âge visé

En 1994-1995, c'était les femmes du groupe d'âge cible, c'est-à-dire les femmes de 50 à 69 ans, qui affichaient le taux le plus élevé de mammographie au cours de la vie, soit 75 % (ou 1,9 million) (graphique 1). Pour les femmes de 40 à 49 ans, ce taux se chiffrait à 61 %. Il est possible qu'un certain nombre de femmes de ce dernier groupe aient passé une mammographie de diagnostic (plutôt que de dépistage), à cause de leurs antécédents familiaux de cancer du sein ou à la suite de problèmes mammaires nécessitant un examen. En outre, certaines avaient été ciblées par des programmes de dépistage, car, en 1994-1995, la Colombie-Britannique recommandait encore que les femmes de 40 à 49 ans passent une mammographie.

Chez les femmes plus âgées, l'incidence de la mammographie diminue. Ainsi, chez les femmes de 70 ans et plus, le taux de mammographie au cours de la vie se chiffrait à 57 %, résultat qui confirme ceux d'études antérieures<sup>5,6,11</sup>.

Graphique 1  
Taux de mammographie, selon le groupe d'âge, Canada, 1994-1995



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

Malgré le taux élevé de mammographie observé chez les femmes de 50 à 69 ans, 25 % d'entre elles n'avaient jamais passé cet examen. De surcroît, le taux de mammographies au cours de la vie ne fournit que des renseignements partiels, car, selon les lignes directrices sur le dépistage, les femmes de ce groupe d'âge devraient subir une mammographie tous les deux ans. Environ 24 % des femmes du groupe

### Quand le dépistage du cancer du sein devrait-il commencer?

La question de savoir si le dépistage du cancer du sein devrait commencer à 40 ou à 50 ans a fait l'objet de nombreux débats<sup>18-27</sup>. Au Canada, l'incidence du cancer du sein et la mortalité due à ce dernier sont relativement faibles chez les femmes dans la quarantaine, comparativement au taux observé pour les femmes plus âgées. Néanmoins, les chiffres sont assez élevés. On estime qu'en 1997, on diagnostiquera un cancer du sein chez 3 200 femmes de 40 à 49 ans et que 570 d'entre elles y succomberont<sup>16</sup>.

Le débat quant à l'âge auquel les femmes devraient commencer à subir régulièrement un examen mammographique s'est intensifié récemment après la diffusion de nouvelles recommandations aux États-Unis. En avril 1997, le US National Cancer Institute s'est joint à l'American Cancer Society pour recommander le dépistage annuel chez les femmes dans la quarantaine<sup>28</sup>.

Les recommandations varient d'un pays à l'autre, quoique l'accent soit mis sur les femmes de 50 ans et plus.

Au Canada, l'Étude nationale sur le dépistage du cancer du sein, qui a débuté en 1980, permet de suivre un groupe de 90 000 femmes qui étaient dans la quarantaine ou dans la cinquantaine quand elles ont commencé à participer à l'étude, pour déterminer si l'examen mammographique est un moyen efficace de dépister précocement le cancer du sein et, en dernière analyse, de réduire la mortalité due à ce cancer. Selon les premiers résultats, la mortalité par cancer du sein n'est pas plus faible chez les femmes dans la quarantaine qui subissent le dépistage que chez celles qui ne le subissent pas<sup>18</sup>.

Selon l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995, 1,2 million de femmes dans la quarantaine ont passé une mammographie. C'est au Québec (71 %), ainsi qu'en Colombie-Britannique (66 %) où le dépistage a visé les femmes de 40 à 49 ans jusqu'en 1995, que les taux d'examen sont les plus élevés<sup>2</sup>. Certaines de ces femmes ont dû sans doute être dirigées aux fins de diagnostic.

La Société canadienne du cancer recommande de faire passer à tous les deux ans une mammographie de dépistage aux femmes de 50 à 69 ans. Tous les programmes provinciaux officiels de dépistage du cancer du sein visent maintenant les femmes de ce groupe.

d'âge visé qui ont déclaré avoir déjà subi un examen mammographique ne l'avaient pas fait au cours des deux dernières années. Par conséquent, on estime qu'au moment de l'enquête, 1,1 million de femmes de 50 à 69 ans n'avaient jamais passé d'examen mammographique ou en avaient passé un, mais pas aussi récemment qu'il est recommandé.

### Probabilités et taux provinciaux

Bien que les programmes de dépistage ne soient à l'origine que d'une portion relativement faible des mammographies (16 % en 1994)<sup>2</sup>, c'est dans les deux premières provinces à mettre en place ce genre de programme, c'est-à-dire en Colombie-Britannique et en Saskatchewan que, pour les femmes de 50 à 69 ans, le taux de mammographie au cours de la vie (annexe, tableau A) est le plus élevé. Par contre, à Terre-Neuve, au Nouveau-Brunswick et au Manitoba, le taux observé pour ce groupe est faible. Dans ces trois provinces, la probabilité d'avoir déjà subi une mammographie est significativement faible (tableau 1) pour les femmes de 50 à 69 ans, en comparaison avec la Saskatchewan où cette probabilité est la plus forte. Toutefois, comme on a effectué l'ENSP avant la mise en place des programmes de dépistage du cancer du sein de Terre-Neuve, du Nouveau-Brunswick et du Manitoba, les taux de mammographie calculés pour 1994-1995 ne reflètent pas les effets de ces programmes.

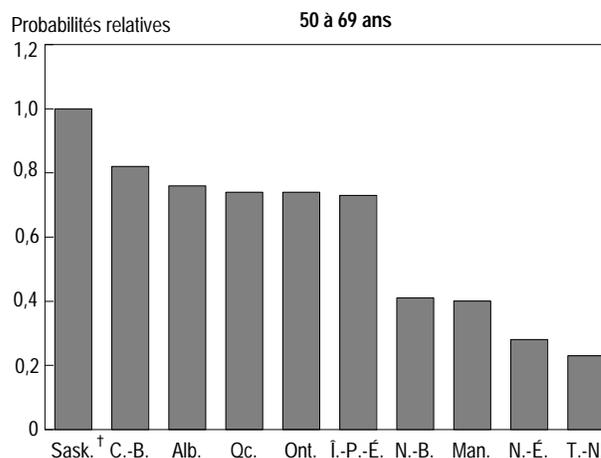
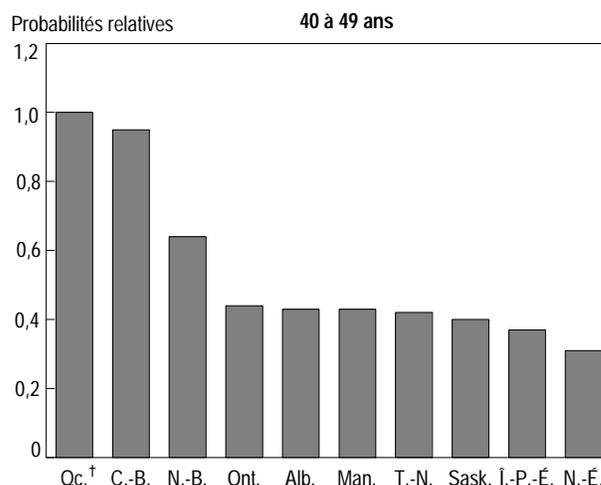
En Nouvelle-Écosse, où un programme officiel de dépistage du cancer du sein a été lancé en 1991, les femmes de 50 à 69 ans ont également une faible probabilité d'avoir jamais passé une mammographie (probabilité relative : 0,28) comparativement aux femmes de la Saskatchewan. Cette situation tient vraisemblablement au fait que le programme est toujours en expansion et ne couvre pas encore toute la province.

### Ciblage

En principe, si une province met en place un programme de dépistage du cancer du sein visant les femmes d'un groupe d'âge particulier, la probabilité d'avoir déjà subi un examen mammographique devrait être très élevée pour les

femmes de ce groupe d'âge et faible pour les autres. C'est le cas de la Saskatchewan, où on trouve la probabilité la plus élevée d'avoir subi une mammographie au cours de la vie pour les femmes de 50 à 69 ans et la troisième des plus faibles probabilités pour les femmes de 40 à 49 ans (graphique 2). En Colombie-Britannique, où, au

Graphique 2  
Probabilités relatives d'avoir déjà passé un examen mammographique, selon l'âge et la province, 1994-1995



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

Nota : Les probabilités relatives ont été calculées pour le groupe des 40 à 49 ans à partir du même modèle de régression que celui utilisé pour calculer les probabilités relatives présentées au tableau 1 pour le groupe des 50 à 69 ans, mais les valeurs numériques ne figurent pas dans le présent article. † Indique qu'il s'agit d'une catégorie de référence pour laquelle la probabilité est toujours égale à 1,0.

Tableau 1  
**Probabilité relative d'avoir passé une mammographie, femmes de 50 à 69 ans, 1994-1995**

Variable indépendante	Catégorie	A déjà passé une mammographie		Si a déjà passé une mammographie, en a passé une au cours des deux dernières années	
		Probabilité relative	Intervalle de confiance de 95 %	Probabilité relative	Intervalle de confiance de 95 %
État matrimonial	Célibataire (jamais mariée) <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...
	Mariée au moment de l'enquête	2,15**	1,4, 3,4	1,21	,66, 2,2
	Union de fait/vit avec un partenaire	2,07	,73, 5,9	,99	,30, 3,3
	Séparée ou divorcée	1,41	,85, 2,3	,73	,38, 1,4
	Veuve	2,29**	1,4, 3,8	,78	,40, 1,5
Province de résidence	Saskatchewan <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...
	Colombie-Britannique	,82	,40, 1,7	,84	,34, 2,0
	Alberta	,76	,36, 1,6	1,18	,44, 3,2
	Québec	,74	,39, 1,4	,26**	,12, ,59
	Ontario	,74	,38, 1,4	,48	,21, 1,1
	Île-du-Prince-Édouard	,73	,12, 4,7	1,40	,10, 20,7
	Nouveau-Brunswick	,41*	,18, ,94	,55	,18, 1,7
	Manitoba	,40*	,18, ,90	,23**	,09, ,64
	Nouvelle-Écosse	,28**	,13, ,63	,46	,16, 1,3
	Terre-Neuve	,23**	,09, ,57	,39	,10, 1,5
Réside dans une région métropolitaine de recensement?	Non <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...
	Oui	1,23	,97, 1,6	1,63**	1,2, 2,1
Niveau de scolarité	Pas de diplôme d'études secondaires <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...
	Diplôme d'études secondaires	1,53*	1,1, 2,1	,83	,57, 1,2
	Plus qu'un diplôme d'études secondaires	1,27	,95, 1,7	1,02	,72, 1,5
	Diplôme collégial ou universitaire	2,15**	1,6, 2,9	1,16	,82, 1,7
Revenu du ménage	Faible <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...
	Moyen-inférieur	,74	,55, 1,0	,72	,49, 1,1
	Moyen-supérieur	1,00	,71, 1,4	,78	,52, 1,2
	Élevé	,98	,62, 1,5	1,07	,63, 1,8
Activité principale	Travailleur <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...
	Travaille et prodigue des soins	,72	,47, 1,1	,92	,56, 1,5
	Prodigue des soins	,53**	,38, ,75	,74	,50, 1,1
	Cherche du travail	,58	,24, 1,4	,20**	,07, ,60
	Retraité (études, malade)	,56**	,40, ,78	,77	,54, 1,1
Lieu de naissance	Canada <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...
	Autres pays d'Amérique du Nord, Europe, Australie, Amérique du Sud, Amérique Centrale, Caraïbes, Afrique, Asie	,81	,59, 1,1	1,45	,97, 2,2
		,33**	,19, ,59	,27**	,13, ,58
		,29**	,17, ,49	3,39	,99, 11,6
A consulté un médecin au cours des 12 derniers mois?	Non <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...
	Oui	3,08**	2,4, 4,0	3,43**	2,4, 4,9
Souffre d'un cancer	Non <sup>†</sup>	1,00	...	1,00	...
	Oui	2,85**	1,4, 5,7	1,80	,90, 3,6
Nombre d'observations		2,111	...	1,532	...

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

Nota : Les probabilités relatives sont fondées sur deux régressions logistiques multivariées. Les catégories de référence sont les mêmes pour les deux régressions et ne présentent pas toujours la probabilité la plus faible ou la plus élevée. La probabilité relative d'une catégorie par rapport à une autre est égale au ratio des probabilités respectives. Les catégories « inconnues » ont été incluses dans le modèle, mais ne sont pas indiquées ici pour les variables suivantes : réside dans une RMR, revenu, lieu de naissance et a consulté un médecin au cours des 12 derniers mois.

† Indique qu'il s'agit d'une catégorie de référence pour laquelle la probabilité relative est toujours égale à 1,00.

... Chiffre non approprié ou sans objet.

\* 0,01 < p ≤ 0,05

\*\* p ≤ 0,01

moment de l'ENSP, le programme visait aussi les femmes de 40 à 49 ans, on observe une probabilité élevée pour les deux groupes d'âge.

Par contre, à Terre-Neuve, on enregistre la plus faible probabilité d'avoir subi une mammographie au cours de la vie pour le groupe d'âge ciblé et une probabilité de valeur moyenne pour les femmes de 40 à 49 ans. Au Québec, la probabilité d'avoir passé une mammographie au cours de la vie atteint sa valeur la plus forte pour le groupe des 40 à 49 ans et elle est de valeur moyenne pour le groupe des 50 à 69 ans. Au Nouveau-Brunswick, la probabilité est parmi les plus élevées (la troisième plus élevée) pour le groupe des 40 à 49 ans, mais parmi les quatre plus faibles pour le groupe des 50 à 69 ans. En Nouvelle-Écosse, les probabilités sont faibles pour les deux groupes d'âge.

### Sur l'avis du médecin?

Les médecins conseillent souvent aux femmes de passer un examen mammographique et, dans certains cas, elles n'ont accès à cet examen que si leur médecin le leur prescrit. En fait, selon l'ENSP, les femmes qui n'avaient consulté aucun médecin récemment étaient, toutes proportions gardées, moins nombreuses à avoir passé une mammographie que celles ayant consulté un médecin dans l'année qui a précédé l'enquête. La probabilité d'avoir déjà passé une mammographie diffère significativement, d'un facteur supérieur à trois, pour ces deux groupes (probabilité relative : 3,08). Qui plus est, à 15 %, la proportion de femmes de 50 à 69 ans qui n'ont pas consulté un médecin l'année précédente n'est pas négligeable (tableau 2).

### État matrimonial

Comparativement aux femmes mariées (y compris celles vivant en union de fait ou avec un partenaire) et aux femmes qui ont déjà été mariées (séparées/divorcées ou veuves), la probabilité d'avoir déjà passé un examen mammographique est faible pour les célibataires. On notera néanmoins que le groupe des 50 à 69 ans ne compte que 6 % de célibataires.

Tableau 2  
Répartition en pourcentage<sup>†</sup> des caractéristiques, femmes de 50 à 69 ans, 1994-1995

	%
<b>État matrimonial</b>	
Célibataire (jamais mariée)	6,0
Mariée au moment de l'enquête	68,0
Union de fait/vit avec un partenaire	1,4
Séparée ou divorcée	11,8
Veuve	12,8
Autre	0,2
<b>Province de résidence</b>	
Terre-Neuve	1,7
Île-du-Prince-Édouard	0,4
Nouvelle-Écosse	3,3
Nouveau-Brunswick	2,8
Québec	27,8
Ontario	37,6
Manitoba	3,4
Saskatchewan	3,4
Alberta	7,4
Colombie-Britannique	12,4
<b>Réside dans une région métropolitaine de recensement?</b>	
Non	39,5
Oui	60,2
Situation inconnue	0,4
<b>Niveau de scolarité</b>	
Pas de diplôme d'études secondaires	38,5
Diplôme d'études secondaires	15,3
Plus qu'un diplôme d'études secondaires	20,7
Diplôme collégial ou universitaire	25,5
Situation inconnue	0,1
<b>Revenu de ménage</b>	
Faible	18,7
Moyen-inférieur	29,9
Moyen-supérieur	32,0
Élevé	13,7
Situation inconnue	5,8
<b>Activité principale</b>	
Travaille	19,6
Travaille et prodigue des soins	12,2
Prodigue des soins	32,7
Cherche du travail	1,3
Retraité (études, malade)	34,2
<b>Lieu de naissance</b>	
Canada	77,1
Autres pays d'Amérique du Nord, Europe, Australie	15,6
Amérique du Sud, Amérique Centrale, Caraïbes, Afrique	3,0
Asie	4,0
Situation inconnue	0,4
<b>A consulté un médecin au cours des 12 derniers mois?</b>	
Non	14,9
Oui	84,7
Situation inconnue	0,3
<b>Est atteinte d'un cancer?</b>	
Oui	4,3
Non	95,7

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

† La répartition est pondérée de façon à ce qu'elle soit représentative des 2 551 674 femmes de 50 à 69 ans des dix provinces ne vivant pas en établissement. Sont exclues les répondantes dont les antécédents de mammographie sont inconnus.

### Causes socio-économiques notables

Plusieurs caractéristiques socio-économiques sont liées à la probabilité qu'une femme passe un examen mammographique<sup>6,8,11,12,29</sup>. La probabilité d'avoir déjà passé un examen mammographique est nettement plus faible chez les femmes de 50 à 69 ans qui sont à la retraite ou dont l'activité principale consiste à prodiguer des soins<sup>a</sup> que chez celles qui occupent un emploi rémunéré. Au moment de l'enquête, les femmes prodiguant des soins ou à la retraite représentaient plus de 60 % des femmes de 50 à 69 ans.

La probabilité d'avoir passé une mammographie au cours de la vie a tendance à augmenter avec le niveau de scolarité. On constate que, entre la probabilité d'avoir déjà passé une mammographie pour les femmes n'ayant pas obtenu leur diplôme d'études secondaires et cette probabilité pour celles titulaires d'un diplôme collégial ou universitaire, il existe un rapport supérieur à deux, donc hautement significatif (probabilité relative : 2,15). En outre, environ quatre femmes de 50 à 69 ans sur dix n'avaient pas de diplôme d'études secondaires.

Contrairement à l'activité principale et au niveau de scolarité, le revenu du ménage n'a, pris isolément, aucune incidence sur le fait qu'une femme ait ou non déjà passé un examen mammographique.

### Pays de naissance

Comparativement aux femmes nées au Canada ou le taux de cancer du sein est beaucoup plus haut, la probabilité d'avoir déjà subi une mammographie est nettement plus faible pour les immigrantes venant d'Asie (probabilité relative : 0,29) ou d'Amérique du Sud, d'Amérique centrale, des Caraïbes ou d'Afrique (probabilité relative : 0,33). Néanmoins, les femmes en provenance de ces parties du monde ne représentaient, au moment de l'enquête, que 7 % des femmes de 50 à 69 ans.

### Diagnostic du cancer

Comme on peut s'y attendre, il existe une forte corrélation entre le diagnostic d'un cancer chez une femme et le fait qu'elle subisse un examen

<sup>a</sup> Cette catégorie inclut aussi les femmes qui sont malades ou qui poursuivent des études.

mammographique. Les femmes de 50 à 69 ans atteintes d'un cancer (n'importe quel type de cancer et non nécessairement du sein) affichent une probabilité pratiquement trois fois plus forte d'avoir déjà passé un examen mammographique que les femmes ne souffrant pas de cancer (probabilité relative : 2,85)<sup>b</sup>. Cette variable permet de corriger les autres résultats de l'analyse de façon à tenir compte du fait qu'une femme qui a passé des examens mammographiques est atteinte ou non du cancer. On notera toutefois que la proportion de femmes souffrant du cancer dans le groupe des 50 à 69 ans est faible (à peine plus de 4 %).

### Au cours des deux dernières années?

Dans le cas des femmes de 50 à 69 ans, le respect des lignes directrices canadiennes sur le dépistage du cancer du sein consiste non seulement à passer un examen mammographique, mais à le faire à intervalles réguliers de deux ans. Lorsqu'une femme a passé un examen mammographique, plusieurs variables sont liées significativement au fait qu'elle l'ait fait un au cours des deux dernières années.

En 1994-1995, c'est l'Île-du-Prince-Édouard qui affichait la probabilité la plus élevée que les femmes de 50 à 69 ans ayant déjà subi un examen mammographique aient passé cet examen dans les délais recommandés (probabilité relative : 1,40). Venaient ensuite l'Alberta, la Saskatchewan et la Colombie-Britannique. C'est au Manitoba, au Québec et à Terre-Neuve que cette probabilité était la plus faible.

Contrairement aux données d'études antérieures<sup>6,8,13,29</sup>, celles de l'ENSP ne révèlent pas de corrélation significative entre le fait de résider en région urbaine et celui d'avoir passé un examen mammographique. Toutefois, lorsqu'une femme a passé cet examen, la probabilité qu'elle l'ait fait au cours des deux dernières années est nettement plus élevée si elle vit dans une RMR (probabilité relative : 1,63).

La probabilité d'avoir passé une mammographie et, le cas échéant, d'en avoir passé une durant la

<sup>b</sup> Le nombre des femmes atteintes d'un cancer ne comprend pas les femmes chez qui on a diagnostiqué un cancer au moins cinq ans plus tôt et à qui on a déclaré qu'elles étaient guéries.

période recommandée est nettement plus forte pour les femmes qui ont consulté un médecin au cours de l'année qui a précédé l'étude que pour les autres (probabilité relative : 3,43).

Bien que le niveau de scolarité et l'activité principale soient deux variables significativement corrélées au fait que les femmes de 50 à 69 ans aient déjà passé un examen mammographique, ce ne sont pas des prédictifs significatifs que ces femmes l'aient fait durant la période recommandée, sauf dans le cas du petit groupe (à peine plus de 1 % des femmes de ce groupe d'âge) à la recherche d'un travail. La probabilité qu'une femme ayant déjà passé une mammographie l'ait fait au cours des deux dernières années est très faible pour les femmes à la recherche d'un emploi (probabilité relative : 0,20).

Bien que ce soient les femmes originaires d'Asie qui affichent la probabilité la plus faible d'avoir déjà passé une mammographie, celles qui ont passé l'examen présentent la probabilité la plus forte de l'avoir fait au cours des deux dernières années. En revanche, pour les femmes originaires d'Amérique du Sud, d'Amérique centrale, des Caraïbes ou d'Afrique, la probabilité non seulement d'avoir déjà passé un examen mammographique, mais aussi de l'avoir fait au cours des deux dernières années est faible. La tendance observée chez les femmes d'origine asiatique pourrait signifier que celles qui ont déjà passé une mammographie sont plus au courant des lignes directrices concernant le dépistage et les observent mieux.

### Conséquences

Les lignes directrices canadiennes recommandent que les femmes de 50 à 69 ans passent des mammographies à certains âges et selon une certaine fréquence. Néanmoins, malgré les progrès accomplis ces dernières années, un grand nombre de Canadiennes du groupe d'âge visé ne passent pas du tout cet examen ou ne le passent pas aussi souvent qu'il est recommandé de le faire.

Selon des études antérieures, les femmes qui n'ont jamais passé d'examen mammographique sont en général plus âgées que les autres, ne sont pas de race

blanche, sont plus pauvres, ont fait moins d'études et résident en région rurale. En général, aucun médecin ne leur a conseillé de passer cet examen et elles ignorent que même les femmes ne présentant aucun symptôme de cancer du sein devraient passer l'examen de dépistage. Aux États-Unis, le fait d'être couverte par une assurance-maladie est un facteur important<sup>5,29</sup> et on observe des écarts d'origine socio-économique entre les taux de dépistage du cancer du sein dans ce pays. Toutefois, une étude ontarienne indique aussi que l'accès universel aux soins de santé n'est pas une condition suffisante pour éliminer les variations d'origine socio-économique observées pour l'examen mammographique<sup>30</sup>.

Les données de l'ENSP montrent que plusieurs facteurs permettent de prédire si une femme du groupe des 50 à 69 ans passera un examen mammographique. La probabilité de passer ce genre d'examen est très faible pour les femmes célibataires, pour celles ayant fait assez peu d'études, pour celles qui ne font pas partie de la population active, pour celles qui n'ont pas consulté un médecin récemment et pour les immigrantes en provenance d'Amérique du Sud, d'Amérique centrale, des Caraïbes, d'Afrique et d'Asie.

Deux groupes qui affichent une faible probabilité d'avoir passé une mammographie au cours de la vie représentent une portion importante de la population des femmes de 50 à 69 ans : celles qui n'ont pas obtenu un diplôme d'études secondaires et celles qui ne font pas partie de la population active. De surcroît, même les femmes pour lesquelles la probabilité d'avoir passé une mammographie au cours de leur vie est forte ne l'ont pas nécessairement fait aussi récemment que cela n'est recommandé.

Enfin, bien qu'on sache que certaines caractéristiques personnelles interdépendantes ont une incidence sur le fait qu'une femme passe une mammographie et sur la fréquence à laquelle elle le fera, certaines provinces ont moins bien réussi que d'autres à rejoindre les membres du groupe d'âge visé.

## Références

1. The Workshop Group, «Reducing deaths from breast cancer in Canada», *Journal de l'Association médicale canadienne*, 141, 1989, p. 199-201.
2. L.A. Gaudette, C.A. Altmayer, K.M.P. Nobrega et al., «Tendances relatives à la mammographie, 1981 à 1994», *Rapports sur la santé*, 8(3), 1996, p. 17-27 (Statistique Canada, n° 82-003-XPB au catalogue).
3. 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).
4. Statistique Canada, *Le recensement de 1991 en bref*, Ottawa, 1992.
5. The NCI Breast Cancer Screening Consortium, «Screening mammography: A missed clinical opportunity? Results of the NCI Breast Cancer Screening Consortium and National Health Interview Survey studies», *Journal of the American Medical Association*, 264, 1990, p. 54-58.
6. E.E. Calle, W.D. Flanders, M.J. Thun et al., «Demographic predictors of mammography and Pap smear screening in US women», *American Journal of Public Health*, 83, 1993, p. 53-60.
7. N. Breen et L. Kessler, «Changes in the use of screening mammography: Evidence from the 1987 and 1990 National Health Interview Surveys», *American Journal of Public Health*, 84, 1994, p. 62-67.
8. L. Potvin, J. Camirand et F. Béland, «Patterns of health services utilization and mammography use among women aged 50 to 59 years in the Québec medicare system», *Medical Care*, 33, 1995, p. 515-530.
9. S. Fox, P.J. Murata et J.A. Stein, «The impact of physician compliance on screening mammography for older women», *Archives of Internal Medicine*, 151, 1991, p. 50-56.
10. A.M. O'Connor et D.J. Perrault, «Importance of physician's role highlighted in survey of women's breast screening practices», *Canadian Journal of Public Health*, 86, 1995, p. 42-45.
11. A. O'Connor, «Women's cancer prevention practices», T. Stephens, D.F. Graham (s. la dir de), *Enquête promotion santé Canada 1990, Rapport technique* (n° H39-263/2-1990F au catalogue) Ottawa, Santé et Bien-être Canada, Ottawa, Ministère des Approvisionnements et Services, 1993.
12. W. Rakowski, B.K. Rimer et S.A. Bryant, «Integrating behavior and intention for the study of mammography: Data from the 1990 supplement to the National Health Interview Survey», *Public Health Reports*, 108, 1993, p. 605-624.
13. H. Bryant et Z.M. Mah, «Breast cancer screening attitudes and behaviors of rural and urban women», *Preventive Medicine*, 21, 1992, p. 405-417.
14. J. Snider, J. Beauvais, I. Levy et al., «Tendances dans l'utilisation de la mammographie et du test de Papanicolaou au Canada», *Maladies chroniques au Canada*, 17(3/4), 1996, p. 117-127.
15. L. Gaudette, R.-N. Gao, M. Wysocki et al., «Le point sur la mortalité par cancer», 1995, *Rapports sur la santé*, 9(1), 1997, p. 31-34, (Statistique Canada, n° 82-003-XPB au catalogue).
16. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer, 1997*, Toronto, Institut national du cancer au Canada, 1997.
17. Santé Canada, Opus 3 Inc., *National Workshop on Organized Breast Cancer Screening Programs*, Ottawa, du 25 au 27 avril 1997, Ottawa, Santé Canada, 1997.
18. A.B. Miller, C.J. Baines, To T et al., «Canadian National Breast Screening Study: 1. Breast cancer detection and death rates among women aged 40-49 years», *Journal de l'Association médicale canadienne*, 147(10), 1992, p. 1459-1476.
19. A.B. Miller, C.J. Baines, To T et al., «Canadian National Breast Screening Study: 2. Breast cancer detection and death rates among women aged 50-59 years», *Journal de l'Association médicale canadienne*, 147(10), 1992, p. 1477-1488.
20. S. Corber, «Breast Cancer» (Éditorial), *Canadian Journal of Public Health*, 84, 1993, p.9-16.
21. A.B. Miller, «Mammography screening guidelines for women 40 to 49 and over 65 years old», *Annals of Epidemiology*, 4, 1994, p. 96-101.
22. B.N. Curpen, E. A. Sickles, R.A. Sollitto et al., «The comparative value of mammographic screening for women 40-49 years old versus women 50-64 years old», *American Journal of Roentgenology*, 164, 1995, p. 1099-1103.
23. A.P. Forrest et F.E. Alexander, «A question that will not go away: At what age should mammographic screening begin?» (Éditorial), *Journal of the National Cancer Institute*, 87, 1995, p. 1195-1197.
24. D. Atkins et R. Lawrence, «Current controversies in screening - The debate over mammography in young women and prostate cancer screening in older men», discussion de la 124<sup>e</sup> rencontre annuelle de l'American Public Health Association, New York, novembre 1996, Résumé dans *Abstract 429*.
25. C. DiGuseppi, D. Atkins et D. Kamerow, «U.S. Preventive Services Task Force (USPSTF) recommendations for breast cancer screening», 124<sup>e</sup> rencontre annuelle de l'American Public Health Association, New York, novembre, 1996, Résumé dans *Abstract 429*.
26. R. Smith, «American Cancer Society (ACS) recommendations for breast cancer screening and prostate cancer screening», 124<sup>e</sup> rencontre de l'American Public Health Association, novembre 1996, Résumé dans *Abstract 429*.
27. T. McAfee, L. Madsen et A. Smith, «Implementing clinical guidelines in the face of uncertainty - The Group Health experience», 124<sup>e</sup> rencontre de l'American Public Health Association, novembre 1996, Résumé dans *Abstract 429*.
28. P. Eastman, «NCI adopts new mammography screening guidelines for women», *Journal of the National Cancer Institute*, 89(8), 1997, p. 538-540.
29. R. A. Hayward, M.F. Shapiro, H.E. Freeman et al., «Who gets screened for cervical and breast cancer?» *Archives of Internal Medicine*, 148, 1988, p. 1177-1181.

30. S.J. Katz et T.P. Hofer, «Socioeconomic disparities in preventive care persist despite universal coverage, Breast and cervical cancer screening in Ontario and the United States», *Journal of the American Medical Association*, 272, 1994, p. 530-534.

**Annexe**
**Tableau A**
**Taux de mammographie, femmes de 50 à 69 ans, 1994-1995**

	À déjà passé une mammographie <sup>†</sup>	A passé une mammographie au cours des deux dernières années <sup>‡</sup>
	%	
<b>État matrimonial</b>		
Célibataire (jamais mariée)	62,7	72,2
Mariée au moment de l'enquête	76,6	77,7
Union de fait/vit avec un partenaire	80,2	76,6
Séparée ou divorcée	73,7	70,1
Veuve	74,9	70,5
<b>Province de résidence</b>		
Saskatchewan	82,3	86,7
Colombie-Britannique	79,5	85,2
Alberta	79,0	89,4
Québec	75,9	63,9
Ontario	76,2	78,2
Île-du-Prince-Édouard	76,3	87,7
Nouveau-Brunswick	64,8	75,6
Manitoba	67,4	63,7
Nouvelle-Écosse	57,6	74,3
Terre-Neuve	48,2	69,3
<b>Réside dans une région métropolitaine de recensement?</b>		
Non	72,6	70,2
Oui	77,0	79,0
<b>Niveau de scolarité</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires	68,4	71,4
Diplôme d'études secondaires	79,1	73,7
Plus qu'un diplôme d'études secondaires	75,8	77,4
Diplôme collégial ou universitaire	83,1	80,7
<b>Revenu de ménage</b>		
Faible	71,2	72,8
Moyen-inférieur	69,7	70,0
Moyen-supérieur	80,1	75,6
Élevé	83,2	84,1
<b>Activité principale</b>		
Travaille	82,6	77,5
Travaille et prodigue des soins	77,4	80,3
Prodigue des soins	72,4	76,0
Cherche du travail	63,4	43,9
Retraité (études, maladie)	73,6	73,4
<b>Lieu de naissance</b>		
Canada	76,6	73,8
Autres pays d'Amérique du Nord, Europe, Australie	76,1	83,7
Amérique du Sud, Amérique Centrale, Caraïbes, Afrique	55,4	54,4
Asie	64,2	94,4
<b>A consulté un médecin au cours des 12 derniers mois?</b>		
Non	56,0	50,3
Oui	78,8	78,8
<b>Souffre d'un cancer?</b>		
Non	74,6	75,1
Oui	89,2	86,0

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995

**Nota :** Les taux univariés sont pondérés de façon à ce qu'ils soient représentatifs des 2 551 674 femmes de 50 à 69 ans ne vivant pas en établissement et des 1 920 239 femmes de 50 à 69 ans qui ont déjà passé une mammographie. N'inclut pas les femmes interrogées mais dont on ne connaît pas les antécédents de mammographie et catégorie inconnue.

<sup>†</sup> En pourcentage des femmes de 50 à 69 ans des 10 provinces.

<sup>‡</sup> En pourcentage des femmes de 50 à 69 ans des 10 provinces qui ont déjà passé une mammographie.



# Rapports

Cette section renferme des articles descriptifs portant sur les domaines de la statistique sur la santé et de la statistique de l'état civil.

# Le point sur la mortalité par cancer du sein, 1995

Leslie A. Gaudette, Ru-Nie Gao, Marek Wysocki et François Nault

## Résumé

### Objectifs

Le présent article fait le point sur des renseignements publiés récemment sur la mortalité par cancer du sein au Canada. Cette mise au point met l'accent sur le taux plus faible enregistré en 1995, sur la nette tendance à la baisse observée depuis 1990 et sur les facteurs qui pourraient être à l'origine de cette tendance.

### Source des données

Les données sur la mortalité par cancer du sein sont tirées de la Base canadienne de données sur l'état civil tenue à jour par Statistique Canada.

### Techniques d'analyse

On a calculé les taux comparatifs pour l'âge de mortalité par cancer du sein. On a également calculé le taux de variation annuel moyen de la mortalité selon le groupe d'âge et la province et vérifié la signification statistique des résultats.

### Résultats principaux

Le taux comparatif pour l'âge de mortalité par cancer du sein a diminué en 1995, prolongeant la tendance à la baisse qui a débuté en 1986. Le taux de 1995 est le plus faible enregistré depuis 1950.

## Mots-clés

Néoplasmes du sein

## Auteurs

Leslie Gaudette (613) 951-1740, Ru-Nie Gao (613) 951-1763, François Nault (613) 951-1764 travaillent à la Division des statistiques sur la santé et Marek Wysocki travaille à la Division des méthodes d'enquêtes-ménages, tous de Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

Le cancer du sein est un des problèmes de santé qui préoccupent le plus les Canadiennes. Il s'agit de la forme principale de cancer chez la femme (mis à part le cancer de la peau sans mélanome), et il est à l'origine de 30 % environ des nouveaux cas diagnostiqués. Il peut se manifester à un âge assez précoce, à un moment où de nombreuses autres formes de cancer sont beaucoup moins susceptibles d'apparaître. En 1993, le cancer du sein était la première cause de décès chez les femmes de 35 à 49 ans<sup>1</sup>.

Toutefois, des données canadiennes récentes confirment une tendance encourageante : la mortalité due au cancer du sein est à la baisse. Reposant sur des données tirées de la Base canadienne de données sur l'état civil, le présent article vise à mettre à jour les renseignements sur la mortalité due au cancer du sein présentés dans le numéro de *Rapports sur la santé* publié à l'automne de 1996 et examine divers facteurs susceptibles de contribuer à ce renversement (voir *Méthodologie*)<sup>1</sup>.

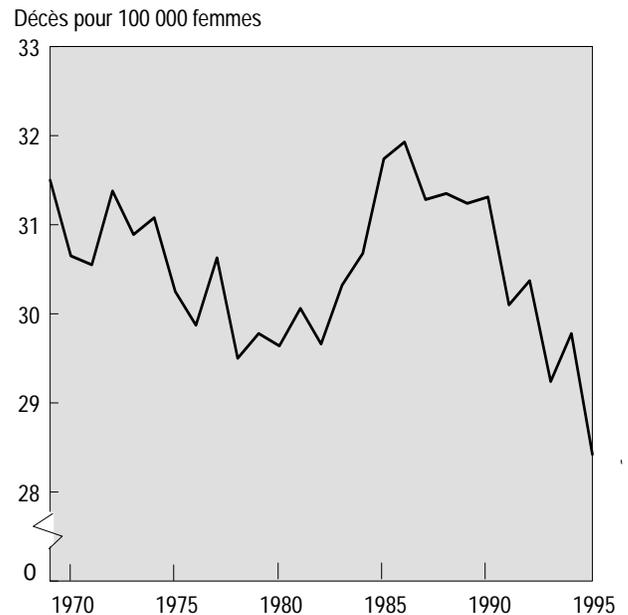
**Mortalité — tendances observées**

En 1986, le taux comparatif pour l'âge de mortalité par cancer du sein a culminé à 31,9 décès pour 100 000 femmes (graphique 1). Après une légère diminution l'année suivante, il est demeuré assez stable pendant trois ans, pour ensuite baisser à partir de 1991. À 28,4 décès pour 100 000 femmes, le taux de mortalité par cancer du sein enregistré en 1995 est le plus faible observé pendant cette période depuis 1950.

La mortalité par cancer du sein a diminué de façon statistiquement significative dans tous les groupes d'âge de moins de 70 ans, y compris les femmes de 50 à 69 ans, qui sont la cible des programmes de dépistage par mammographie (graphique 2). Le taux de diminution annuel moyen de la mortalité depuis 1986 est d'environ 2 % pour les femmes dans la cinquantaine (graphique 3). Pour les femmes dans la soixantaine, la tendance à la baisse s'est manifestée plus tard, et la mortalité a diminué de plus de 4 % par an entre 1990 et 1995.

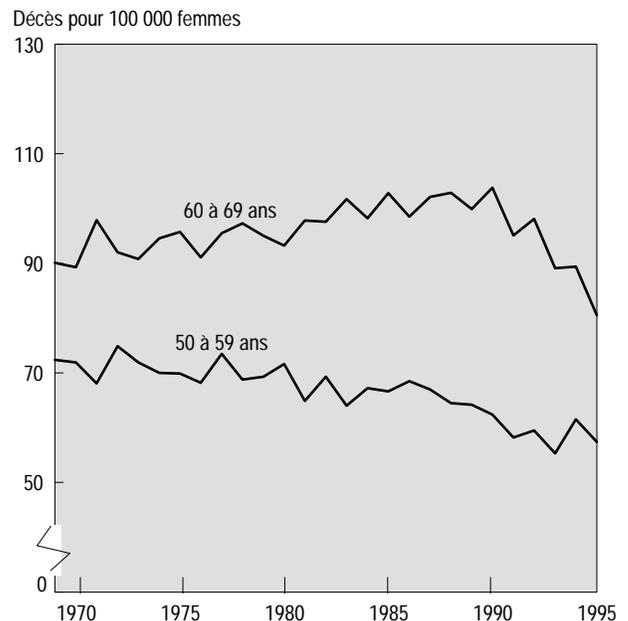
Depuis 1986, le taux de variation annuel moyen (TVAM) de la mortalité par cancer du sein fluctue entre -1 % et -2 % dans toutes les provinces, sauf à Terre-Neuve. Les provinces où on enregistre la baisse la plus importante depuis 1990 — la Colombie-Britannique (TVAM = -3,1 %) et la

Graphique 1  
Taux comparatifs pour l'âge de mortalité par cancer du sein chez la femme, Canada, de 1969 à 1995



Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil  
Nota : Taux comparatifs en fonction de la structure par âge de la population du Canada de 1991.

Graphique 2  
Taux de mortalité par cancer du sein chez la femme pour certains groupes d'âge, Canada, de 1969 à 1995



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

**Méthodologie**

**Source des données**

La présente analyse se fonde sur des données sur la mortalité tirées de la Base canadienne de données sur l'état civil. Les données ont été transmises à Statistique Canada par les registres provinciaux et territoriaux des statistiques de l'état civil.

**Techniques d'analyse**

Les taux publiés dans le présent article sont les taux comparatifs pour l'âge calculés en prenant pour référence la population féminine du Canada de 1991. On examine la variation des taux annuels comparatifs pour l'âge de mortalité par cancer du sein au fil du temps en calculant le taux de variation annuel moyen (TVAM). Le TVAM est égal à  $(e^{\beta}-1)100$ , où  $\beta$  est la pente de la droite de régression du logarithme naturel des taux en fonction de l'année.

Saskatchewan (-3,4 %) — affichent aussi les taux les plus élevés d'examens mammographiques dans le cadre d'un programme organisé de dépistage. Certains facteurs comme le lancement de la chimiothérapie généralisée adjuvante aux alentours de 1980 et l'application cohérente de lignes directrices thérapeutiques pourraient aussi contribuer à l'amélioration de la survie en Colombie-Britannique<sup>2,3</sup>.

### Incidence plus grande du dépistage par mammographie

En 1985, 250 000 examens mammographiques ont été exécutés au Canada<sup>4</sup>. En 1994, ce nombre est passé à 1,4 million, essentiellement à cause de l'augmentation du nombre d'examens mammographiques effectués à des fins de dépistage plutôt qu'à des fins diagnostiques.

Les lignes directrices suivies à l'heure actuelle au

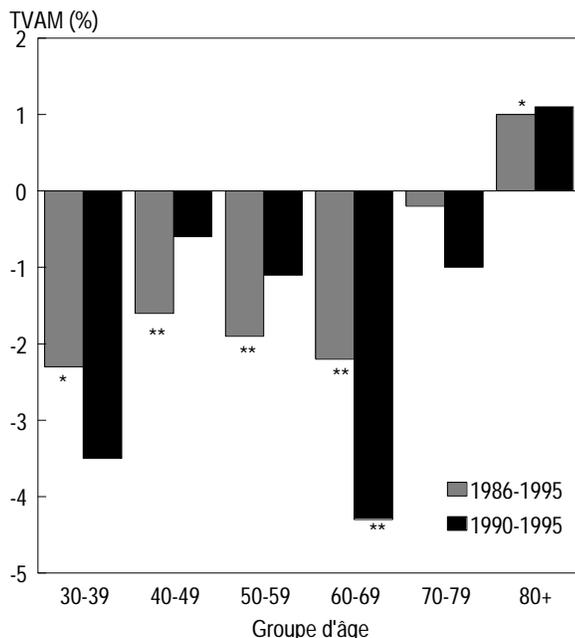
Canada recommandent que les femmes de 50 à 69 ans subissent un examen mammographique de dépistage tous les deux ans. En 1994, pour les femmes de 50 à 69 ans des cinq provinces où existe un programme structuré de dépistage, le taux annuel pour ces examens était égal ou supérieur à 30 %. Ces résultats pourraient indiquer qu'on a presque atteint l'objectif visé, à savoir que 70 % de femmes de 50 à 69 ans subissent une mammographie de dépistage tous les deux ans. Cependant, la Saskatchewan et la Colombie-Britannique sont les seules provinces où la plupart des examens mammographiques ont été effectués dans le cadre d'un programme organisé de dépistage (voir l'article intitulé *Qui ne se fait pas mammographier?* dans ce numéro).

Comme la mortalité par cancer du sein a diminué juste après l'augmentation des mammographies de dépistage, il est peu probable que le dépistage soit à lui seul à l'origine de cette diminution. Par ailleurs, le diagnostic plus précoce à l'aide de l'examen mammographique constitue peut-être un facteur qui s'ajoute aux progrès thérapeutiques et à la variation des taux de fécondité. Selon des études antérieures, le dépistage et le progrès thérapeutique influent tous deux sur les taux d'incidence et de survie<sup>3,5</sup>. On a justifié le diagnostic moins fréquent, à la fin des années 1980, d'une tumeur régionale (cancer du sein envahissant les ganglions lymphatiques adjacents au sein) chez les Américaines de 40 ans et plus par le recours plus fréquent à l'examen mammographique<sup>5</sup>. Cependant, on estime que la diminution abrupte de la mortalité par cancer du sein observée aux États-Unis a été trop rapide pour qu'on puisse l'expliquer par le seul recours à la mammographie.

Quoique, la mammographie de dépistage a été lancée entre 1988 et 1992 en Angleterre et au pays de Galles, on estime là aussi que la baisse du taux de mortalité est survenue trop tôt pour être due au dépistage<sup>6,7</sup>. On pense que les progrès thérapeutiques, particulièrement l'usage généralisé du tamoxifène, sont la cause la plus vraisemblable de la diminution de la mortalité par cancer du sein chez les femmes de 50 ans et plus.

Graphique 3

### Taux de variation annuel moyen (TVAM) de la mortalité par cancer du sein chez la femme, selon le groupe d'âge, Canada, de 1986 à 1995 et de 1990 à 1995



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

\* Significativement différent de zéro ( $p < 0,05$ )

\*\* Significativement différent de zéro ( $p < 0,01$ )

Au Canada, aux États-Unis, en Angleterre et au pays de Galles, la variation des taux de fécondité peut aussi avoir une incidence sur la mortalité par cancer du sein, particulièrement chez les mères de la génération du baby-boom<sup>7,8</sup>. La baisse de la mortalité par cancer du sein chez les femmes nées entre 1924 et 1938 pourrait être en corrélation avec les taux de fécondité élevés observés après la Deuxième Guerre mondiale. Les carences alimentaires subies au début de la vie durant la Crise de 1929 pourraient aussi influencer sur la mortalité de ces cohortes tant en Amérique du Nord qu'au Royaume-Uni. Pour évaluer les effets relatifs de la mammographie, du traitement et de divers facteurs de risque, il faut continuer à surveiller et à analyser les tendances concernant la mortalité due au cancer du sein.

## Références

1. L.A. Gaudette, C. Silberberger, C.A. Altmayer et al., «Tendances de l'incidence du cancer du sein et de la mortalité par ce cancer», *Rapports sur la santé*, 8(2), 1996, p. 31-40 (Statistique Canada, n° 82-003-XPB au catalogue).
2. V. Goel, I. Olivotto, T.G. Hislop et al., «Patterns of initial management of node-negative breast cancer in two Canadian provinces», *Journal de l'Association médicale canadienne*, 156(1), 1997, p. 225-235.
3. I.A. Olivotto, C. Bydik et I. Plenderfeith, «Adjuvant systemic therapy and survival from breast cancer», *New England Journal of Medicine*, 330, 1994, p. 805-810.
4. L.A. Gaudette, C.A. Altmayer, K.M.P. Nobrega et al., «Tendances relatives à la mammographie, 1981 à 1994», *Rapports sur la santé*, 8(3), 1996, p. 19-30 (Statistique Canada, n° 82-003-XPB au catalogue).
5. K.C. Chu, R.E. Tarone, L.G. Kessler et al., «Recent trends in U.S. breast cancer incidence, survival, and mortality rates», *Journal of the National Cancer Institute*, 88(21), 1996, p. 1571-1579.
6. V. Beral, C. Hermon, G. Reeves et al., «Sudden fall in breast cancer death rates in England and Wales», *Lancet*, 345, 1995, p. 1642-1643.
7. M. Quinn et E. Allend, «Changes in incidence of and mortality from breast cancer in England and Wales since introduction of screening», *British Medical Journal*, 311, 1995, p. 1391-1395.
8. R.E. Tarone, K.C. Chu et L.A. Gaudette, «Birth cohort and calendar period trends in breast cancer mortality in the United States and Canada», *Journal of the National Cancer Institute*, 89(3), 1997, p. 251-256.

# Diminution des écarts de mortalité, de 1978 à 1995

François Nault

## Résumé

### Objectifs

Le présent article traite de la diminution des écarts entre l'espérance de vie de l'homme et celle de la femme et entre l'espérance de vie de la population des diverses provinces du Canada en regard des tendances observées pour plusieurs causes principales de décès et pour un certain nombre de facteurs de risque.

### Source des données

Base canadienne de données sur l'état civil, Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995, Enquêtes sociales générales de 1985 et de 1990, Enquêtes Promotion Santé Canada de 1985 et de 1990, Enquêtes canadiennes provinciales sur la santé cardiovasculaire, de 1986 à 1992.

### Techniques d'analyse

Les taux de mortalité comparatifs pour l'âge sont calculés selon la méthode directe à partir des chiffres de la population du Canada de 1991. L'espérance de vie à la naissance est établie d'après les décès de 1995.

### Résultats principaux

La diminution des écarts entre l'espérance de vie de l'homme et de la femme que l'on observe depuis 1978, et entre l'espérance de vie des diverses provinces, concorde avec les tendances des taux comparatifs pour l'âge de mortalité calculés pour plusieurs causes particulières de décès ainsi que pour un certain nombre de facteurs de risque liés au comportement.

### Mots-clés

Espérance de vie, facteurs de risque, cause de décès

### Publication principale

Le présent article s'inspire de renseignements tirés de la publication *Naissances et décès, 1995* (Statistique Canada, n° 84-210-XPB au catalogue). Consultez la rubrique *Pour commander les publications* à la page 57.

### Auteur

François Nault (613) 951-1764 travaille à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6

Les écarts de mortalité entre les sexes découlent de facteurs biologiques, sociaux et comportementaux et d'interactions complexes entre ces facteurs<sup>1,2</sup>.

Chez la plupart des espèces animales, la femelle a tendance à vivre plus longtemps que le mâle. Chez l'être humain, la mortalité féminine est plus faible que la mortalité masculine à tous âges, même pour le mort-né ou le nourrisson. Mises à part les sociétés où la condition de la femme est nettement inférieure à celle de l'homme, la plus faible mortalité féminine est un phénomène pratiquement universel qui existe depuis aussi longtemps que l'on peut estimer la mortalité.

Certains facteurs sociaux et comportementaux ont accentué l'avantage biologique de la femme. Traditionnellement, les hommes ont occupé des emplois plus dangereux que les femmes. Généralement, ils fument et boivent plus qu'elles et ont des activités plus dangereuses. En outre, comme en témoigne la fréquence

## Méthodologie

### Source des données

Les données sur les causes principales de décès sont tirées de la publication, *Naissances et décès, 1995* (n° 84-210-XPB au catalogue), qui fournit les taux de mortalité comparatifs pour l'âge pour les 31 causes principales de décès, selon le sexe, au niveau national depuis 1979, et selon la province pour les deux sexes regroupés pour 1994 et 1995<sup>3</sup>. Les données proviennent des renseignements recueillis par les registres provinciaux et territoriaux de l'état civil, qui sont chargés d'enregistrer les décès survenant dans leur territoire. Toutes les causes qui ont contribué au décès figurent sur le certificat de décès. Toutefois, conformément aux règles de l'Organisation mondiale de la santé stipulées dans la neuvième révision de la *Classification internationale des maladies (CIM-9)*, il convient de choisir seulement une cause sous-jacente de décès pour chaque personne décédée<sup>4</sup>. Voici les codes de la CIM-9 des causes de décès examinées ici :

Maladies cardio-vasculaires	390-459
Cardiopathies	390-398, 402, 404, 410-429
Accidents, séquelles et effets nocifs	E800-E949
Accidents de véhicule à moteur	E810-E825
Cancer	140-208
Cancer du poumon	162
Bronchopneumopathie chronique obstructive	490-496

Les données sur les facteurs de risque sont tirées des Enquêtes sociales générales de 1985 et de 1991, des Enquêtes Promotion Santé Canada de 1985 et de 1990, des Enquêtes canadiennes provinciales sur la santé cardio-vasculaire effectuées de 1986 à 1992 et de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995.

### Techniques d'analyse

Les taux de mortalité sont calculés d'après les estimations de population postcensitaires révisées, qui tiennent compte du sous-dénombrement net au moment du recensement et qui incluent les résidents non permanents. Les taux de mortalité comparatifs pour l'âge sont calculés selon la méthode directe, en prenant pour référence la structure d'âge de la population du Canada en 1991.

L'espérance de vie à la naissance représente le nombre moyen d'années que devrait vivre un individu d'après les taux de mortalité observés selon l'âge et le sexe. L'espérance de vie à la naissance est calculée d'après les données sur les décès de 1995 uniquement et d'après les estimations de population postcensitaires révisées.

L'indice de masse corporelle (IMC), calculé pour les personnes de 20 à 64 ans, est égal au poids exprimé en kilos divisé par le carré de la taille exprimée en mètres. Un IMC supérieur à 27 indique que la personne est obèse.

### Limites

La limite principale de cette analyse tient à ce que les tendances observées pour les taux de mortalité sont comparées à celles observées pour seulement un petit nombre de facteurs de risque. Or, il se pourrait que certains facteurs dont on n'a pas tenu compte influencent les résultats. En conséquence, le lien entre ces facteurs de risque et la mortalité est très large.

Il est difficile de dégager les tendances chronologiques de la prévalence des facteurs de risque, même pour le petit nombre examiné ici, parce que les données proviennent de diverses sources et que les méthodes de collecte et de mesure varient d'une enquête à l'autre. Pour établir des corrélations plus précises, il faudrait mener un examen beaucoup plus approfondi des enquêtes et, dans la mesure du possible, regrouper les données en s'appuyant sur des concepts normalisés.

Il convient d'user de prudence avant de tirer quelque conclusion que ce soit à propos de risque individuel, car aucune donnée n'a été recueillie sur le comportement individuel qui peut influencer sur les risques. En outre, comme les données proviennent de diverses sources, elles ne se rapportent pas aux mêmes personnes.

Enfin, c'est pour 1978 que l'écart entre l'espérance de vie est le plus important. Cependant, dans la présente analyse, nous comparons les taux de mortalité de 1995 établis selon la cause du décès aux chiffres de 1979, première année de l'application des codes de la CIM-9. L'utilisation des données de 1978 aurait nécessité le recodage de ces dernières pour rendre les catégories comparables à celles de 1995.

des visites chez les médecins, les femmes sont généralement plus vigilantes en ce qui concerne leur santé<sup>5</sup>.

Au Canada, de 1921 à 1978, l'espérance de vie a augmenté pour les deux sexes, mais plus encore pour la femme. En conséquence, l'écart s'est accentué régulièrement à l'avantage des femmes, passant de 1,8 à 7,5 années<sup>6</sup>. Depuis 1978, cet écart s'est réduit, l'espérance de vie ayant augmenté plus rapidement chez l'homme que chez la femme. En 1995, il était de 5,9 années, soit 75,4 contre 81,3 années (tableau 1)<sup>3</sup>. Au Canada, il semble donc qu'en matière de longévité, l'avantage de la femme s'estompe (graphique 1).

Cette convergence de l'espérance de vie de l'homme et de la femme reflète les tendances pour plusieurs causes importantes de décès et pour un certain nombre de facteurs de risque qui semblent plus bénéfiques pour les hommes que pour les femmes. La diminution de l'écart entre l'espérance de vie de l'homme et de la femme n'est pas un phénomène propre au Canada : on l'observe partout dans le monde industrialisé<sup>7,8</sup>.

À l'échelle des provinces, les écarts observés entre les espérances de vie ont aussi diminué, mais un gradient positif d'est en ouest persiste, en partie à cause de la variation de la prévalence des facteurs de risque.

À partir des renseignements tirés de la Base canadienne de données sur l'état civil et de plusieurs enquêtes sur la santé menées par Statistique Canada et d'autres organismes, le présent article traite de l'écart entre l'espérance de vie à la naissance selon le sexe et la province, dans le contexte des tendances observées pour plusieurs facteurs de risque et causes principales de décès (voir *Méthodologie*).

### Causes de décès

Les tendances observées pour plusieurs causes principales de décès contribuent à la diminution de l'écart entre l'espérance de vie de l'homme et celle de la femme<sup>9</sup>. Par exemple, les taux de

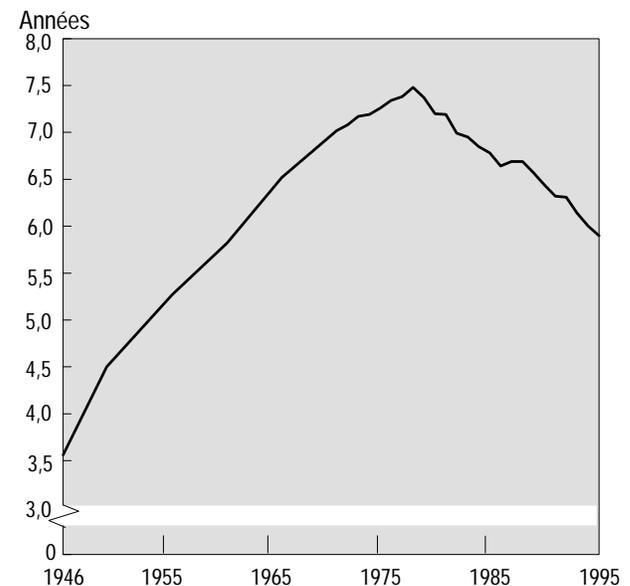
Tableau 1  
Espérance de vie à la naissance,<sup>†</sup> selon le sexe, Canada, provinces et territoires, 1995

	Les deux sexes		Hommes	Femmes	Écart
	Années				
<b>Canada</b>	<b>78,3</b>	<b>75,4</b>	<b>81,3</b>	<b>5,9</b>	
T.-N.	77,3	74,4	80,6	6,2	
Î.-P.-É.	77,7	74,1	81,5	7,4	
N.-É.	77,9	74,9	80,8	5,9	
N.-B.	77,8	74,2	81,5	7,3	
Qué.	78,0	74,6	81,3	6,7	
Ont.	78,5	75,8	81,2	5,4	
Man.	77,7	74,8	80,5	5,7	
Sask.	78,2	74,9	81,6	6,7	
Alb.	78,6	75,8	81,5	5,7	
C.-B.	79,0	76,2	81,9	5,7	
Yukon	72,4	69,5	76,5	7,0	
T.-N.-O.	74,3	72,8	76,0	3,2	

Source : Statistique Canada (référence 3)

† D'après les données sur la mortalité d'une année.

Graphique 1  
Écart entre l'espérance de vie à la naissance, hommes et femmes, Canada, de 1946 à 1995

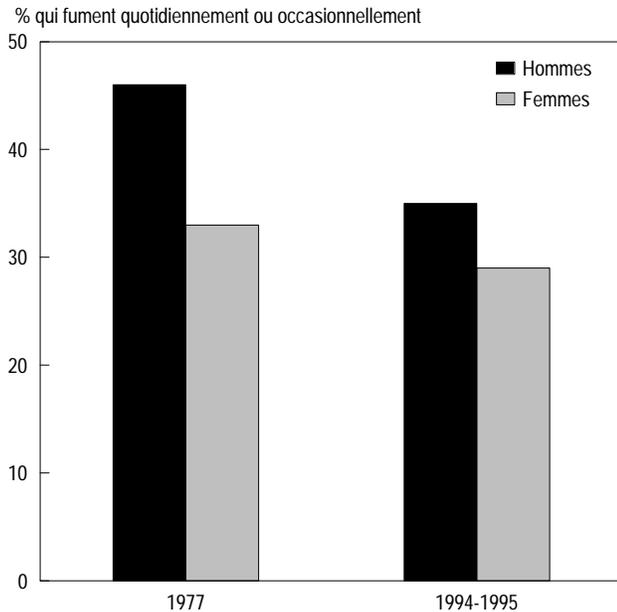


Source des données : Base canadienne de données sur l'état civil

Nota : Données annuelles de 1971 à 1995; données antérieures présentées par intervalle de cinq ans.

Graphique 2

### Taux comparatifs pour l'âge de tabagisme, population de 20 ans et plus, selon le sexe, Canada, 1977 et 1994-1995



Source : W.J. Millar (référence 12)

mortalité comparatifs pour l'âge enregistrés pour les maladies cardio-vasculaires, notamment les cardiopathies, ont baissé chez les deux sexes, mais, en valeur absolue, cette diminution s'est faite plus rapidement pour l'homme que pour la femme. De 1979 à 1995, dans le cas des maladies cardio-vasculaires, l'écart entre le taux de mortalité de l'homme et celui de la femme a diminué de 92 décès pour 100 000 personnes (tableau 2). L'écart s'est aussi réduit pour la bronchopneumopathie chronique obstructive, mais ce changement est dû à une forte hausse du taux de mortalité chez la femme. En ce qui concerne la mortalité due au cancer, la différence entre les sexes n'a pas connu de baisse considérable. Elle s'est toutefois amenuisée dans le cas du cancer du poumon, à cause d'une forte hausse du taux de mortalité due à cette maladie chez la femme. Le cancer du poumon est maintenant la principale cause de décès par cancer chez la femme<sup>10</sup>.

La diminution de la mortalité due aux accidents, à leurs séquelles et à leurs effets nocifs est également plus importante chez l'homme que chez la femme. De surcroît, le taux de létalité dans plusieurs secteurs d'activité dominés par les hommes, comme l'exploitation minière, la construction, le transport et l'entreposage est à la baisse depuis le milieu des années 1970<sup>11</sup>.

Tableau 2

### Taux de mortalité, certaines causes, selon le sexe, Canada, 1979 et 1995

Causes	1979			1995			Variation de l'écart 1979 à 1995
	Hommes	Femmes	Écart	Hommes	Femmes	Écart	
Décès pour 100 000 personnes							
Maladies cardio-vasculaires	526,4	311,7	214,7	316,9	193,8	123,1	91,6
Cardiopathies	394,7	212,0	182,7	238,7	134,8	103,9	78,8
Cancer	239,0	150,2	88,8	234,7	150,3	84,4	4,4
Cancer du poumon	71,6	16,3	55,3	72,1	31,1	41,0	14,3
Accidents, séquelles et effets nocifs	73,3	29,0	44,3	39,9	18,5	21,4	22,9
Accidents de véhicule à moteur	33,8	12,7	21,1	15,5	6,7	8,8	12,3
Bronchopneumopathie chronique obstructive	43,1	10,4	32,7	44,7	19,3	25,4	7,3

Source : Statistique Canada (référence 3)

Nota : Taux comparatifs en fonction de la structure par âge de la population canadienne en 1991.

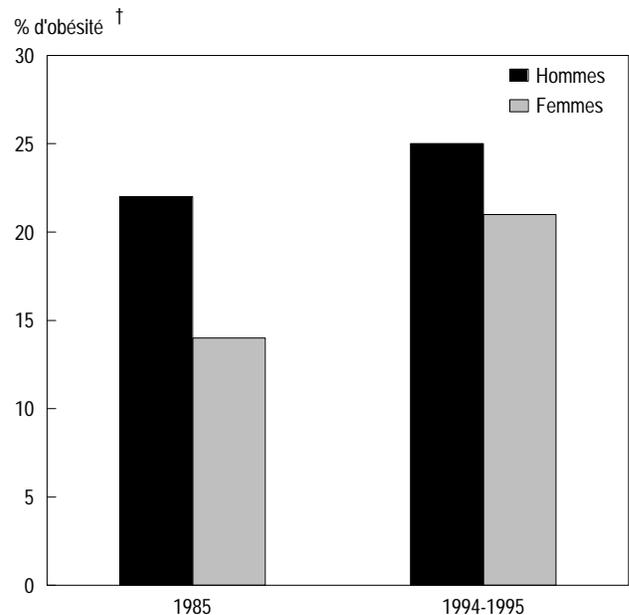
### Diminution de l'écart entre la prévalence des facteurs de risque chez l'homme et la femme

Divers facteurs de risque peuvent être associés à une cause particulière de décès. Or, si le lien est bien établi pour certains, il reste à prouver pour d'autres. Étant donné la complexité des rapports entre les facteurs de risque et la mortalité, il se peut que les écarts observés aujourd'hui entre les taux de mortalité reflètent la prévalence des facteurs de risque dans un passé relativement lointain, plutôt que la situation actuelle. Néanmoins, les tendances observées pour certains facteurs de risque (usage du tabac, poids et exercice) pour quelques causes principales de décès, concordent en général avec la diminution de l'écart entre l'espérance de vie de l'homme et de la femme.

L'usage du tabac est un facteur qui augmente considérablement le risque de maladies cardiovasculaires, de cancer du poumon et de bronchopneumopathie chronique obstructive, c'est-à-dire les causes de décès pour lesquelles les écarts entre le taux de mortalité observé chez l'homme et celui observé chez la femme diminuent depuis 1979. Depuis environ la même époque, les taux de tabagisme enregistrés chez l'homme et chez la femme (de 20 ans et plus) ont eu tendance à converger<sup>12</sup>. De 1977 à 1994-1995, le taux comparatif pour l'âge de tabagisme est tombé de 46 % à 33 % chez l'homme et de 35 % à 29 % chez la femme (graphique 2). L'écart est donc passé de 11 à 4 points.

Les données fondées sur l'autodéclaration du poids et de la taille de l'Enquête sociale générale de 1985 et de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 de Statistique Canada montrent qu'en dix ans, la proportion de personnes de 20 à 64 ans jugées obèses a augmenté chez les deux sexes, mais de façon plus marquée chez la femme<sup>5,13</sup>. En 1985, on comptait 22 % d'obèses chez les hommes et 14 % chez les femmes (indice de masse corporelle (IMC) supérieur à 27), soit un écart de 8 points. En

Graphique 3  
Proportion de la population adulte jugée obèse, Canada, 1985 et 1994-1995



Source des données : Statistique Canada (référence 13) et Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995

† Population âgée de 20 à 64 ans dont l'indice de masse corporelle est supérieur à 27.

1995, les taux avaient grimpé à 25 % chez les hommes et à 21 % chez les femmes, soit un écart de 4 points (graphique 3).

### Variations moins prononcées de l'espérance de vie d'une province à l'autre

L'espérance de vie a toujours été plus faible dans l'Est du Canada (Québec et provinces Atlantiques) que dans l'Ouest, mais les écarts entre provinces, qui étaient importants à une certaine époque, ont diminué<sup>5</sup>.

De 1926 à 1976, les résidents de la Saskatchewan avaient l'espérance de vie la plus longue, et ceux du Québec, la plus courte<sup>a</sup>, mais l'écart est passé de 9,3 années à 1,8 année. Depuis, il ne s'est rétréci que légèrement. En 1995, l'espérance de vie à la naissance s'échelonnait de

<sup>a</sup> L'Île-du-Prince-Édouard s'est classée première en 1926, 1946 et 1951. Les estimations de l'espérance de vie pour cette province fluctuent en raison du faible nombre d'habitants.

Tableau 3

**Taux de mortalité, certaines causes, Canada et provinces, 1995**

	Maladies cardio-vasculaires	Cardio-pathies	Cancer	Cancer du poumon	Broncho-pneumopathie chronique obstructive
Décès pour 100 000 personnes					
<b>Canada</b>	<b>247,1</b>	<b>179,9</b>	<b>184,9</b>	<b>48,6</b>	<b>28,8</b>
T.-N.	311,2	227,4	192,8	49,6	28,8
Î.-P.-É.	281,3	211,5	199,2	62,5	28,7
N.-É.	266,2	197,6	205,5	58,2	30,8
N.-B.	264,1	193,7	199,9	54,3	31,7
Qué.	245,9	184,3	198,2	57,5	34,8
Ont.	248,4	178,9	182,4	44,4	26,3
Man.	271,1	198,2	189,8	49,0	24,5
Sask.	241,3	176,2	172,6	45,1	24,4
Alb.	243,8	174,8	172,8	44,0	27,7
C.-B.	223,0	157,6	167,8	43,1	27,3

Source : Statistique Canada (référence 3)

Nota : Taux comparatif en fonction de la structure par âge de la population canadienne en 1991.

Tableau 4

**Proportion de la population âgée de 18 à 74 ans présentant des facteurs de risque importants liés aux maladies cardio-vasculaires, selon la province, Canada, de 1986 à 1992**

	Au moins un facteur de risque important	Usage régulier du tabac <sup>†</sup>	Hyper-tension <sup>‡</sup>	Hyper-cholesté-rolémie <sup>§</sup>
%				
<b>Toutes les provinces</b>	<b>63</b>	<b>27</b>	<b>15</b>	<b>43</b>
T.-N.	69	35	22	43
Î.-P.-É.	65	29	20	45
N.-É.	69	33	19	44
N.-B.	67	31	19	46
Qué.	67	32	13	48
Ont.	61	23	17	40
Man.	62	25	16	44
Sask.	61	24	16	43
Alb.	58	27	15	37
C.-B.	59	25	13	43

Source : Santé Canada (référence 14)

Nota : Taux comparatif en fonction de la structure par âge et selon le sexe de la population canadienne en 1986.

<sup>†</sup> Au moins une cigarette par jour.

<sup>‡</sup> Tension artérielle diastolique <sup>3</sup> 90 mm HG ou bien suit un traitement médicamenteux, un régime pauvre en sel ou un programme d'amaigrissement.

<sup>§</sup> Cholestérolémie totale <sup>3</sup> à 5,2 mmol/L.

77,3 années à Terre-Neuve à 79,0 années en Colombie-Britannique, soit un écart de 1,7 année.

La diminution de l'écart entre l'espérance de vie dans les provinces s'accompagne d'une modification du classement provincial. En 1995, par ordre décroissant d'espérance de vie à la naissance, l'Alberta et l'Ontario occupaient la deuxième et la troisième places. La Saskatchewan se classait quatrième, mais, pour la première fois, l'espérance de vie y était inférieure à la moyenne nationale. Au Manitoba, où l'espérance de vie dépassait habituellement la moyenne nationale, elle était désormais légèrement inférieure à celle du Québec, de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick.

Les estimations de l'espérance de vie pour le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest sont un peu moins fiables, en raison du faible nombre d'habitants de ces régions. L'espérance de vie dans les territoires serait toutefois inférieure de trois à six années à la moyenne nationale.

**Facteurs de risque provinciaux**

Dans une certaine mesure, la mise en place d'un régime d'assurance-santé universel a contribué à réduire les écarts de l'espérance de vie entre les provinces. Ceux qui persistent sont le reflet de la mortalité due à des causes particulières et de la prévalence de plusieurs facteurs de risque.

En 1995, les taux comparatifs pour l'âge de mortalité par maladies cardio-vasculaires, par cancer (en particulier le cancer du poumon) et par bronchopneumopathie chronique obstructive étaient généralement plus faibles à l'ouest du Québec (tableau 3). Cette observation n'est pas surprenante, puisque certains facteurs de risque affichent également cette tendance géographique.

Les enquêtes canadiennes provinciales sur la santé cardio-vasculaire effectuées de 1986 à 1992 permettent de mesurer la prévalence des principaux facteurs de risque associés aux maladies cardio-vasculaires, c'est-à-dire l'usage du tabac, l'hypertension et l'hypercholestérolémie<sup>14</sup>. Près des deux tiers (63 %) des Canadiens adultes présentaient au moins un de ces facteurs de

risque, les proportions les plus fortes étant enregistrées à Terre-Neuve et en Nouvelle-Écosse, et les plus faibles, en Alberta et en Colombie-Britannique. C'est dans les provinces Atlantiques et au Québec que le taux de tabagisme était le plus élevé (tableau 4).

Il se peut toutefois que d'autres variables, dont n'ont pas tenu compte les enquêtes sur la santé cardio-vasculaire, aient contribué à réduire les variations de l'espérance de vie entre les provinces. Par exemple, comme la mortalité est habituellement moins élevée dans les régions métropolitaines que dans les régions rurales, il se pourrait que l'espérance de vie soit plus grande dans les provinces plus urbanisées. En outre, puisque la mortalité varie selon l'état matrimonial, le niveau de scolarité et le revenu, il se pourrait que certaines provinces soient avantagées parce qu'elles comptent une plus forte proportion de personnes mariées, très instruites et/ou aisées<sup>15</sup>.

### Mot de la fin

Il semble qu'aujourd'hui même si les hommes et les femmes vivent tous deux plus longtemps, l'écart entre l'espérance de vie de ces deux groupes a atteint un sommet à la fin des années 1970. La différence de moins en moins prononcée entre la prévalence de certains facteurs de risque donne à penser que cet écart continuera de diminuer. De même, le gradient est/ouest de l'espérance de vie pourrait changer. Il se pourrait que, de plus en plus, les écarts de l'espérance de vie dans les provinces soient tributaires des caractéristiques socio-économiques de leurs populations.

### Références

1. J.C. Chesnais, *La sous-mortalité féminine : de la sociologie à la biologie*, Communication présentée au Colloque de l'Association internationale des démographes de langue française, Sinaia, septembre, 1996.

2. L.M. Verbrugge, The social roles of the sexes and their relative health and mortality, dans A.D. Lopez et L.T. Ruzicka (s. la dir.), *Sex Differentials in Mortality: Trends, Determinants and Consequences*, Canberra, Université National d'Australie, 1983.
3. Statistique Canada, *Naissances et décès, 1995*, n° 84-210-XPB au catalogue, Ottawa, Ministère de l'Industrie, 1996.
4. Organisation mondiale de la santé, *Classification internationale des maladies*, 9<sup>e</sup> révision, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
5. Statistique Canada, *Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de population, 1994-1995*, n° 82-567 au catalogue, Ottawa, Ministère de l'Industrie, 1995.
6. D. Nagnur, *Longévité et tables de mortalité chronologiques abrégées, 1921 à 1981, Canada et les provinces*, (Statistique Canada, n° 89-506 au catalogue), Ottawa, Ministère des Approvisionnements et Services, Canada, 1986.
7. F. Travato, «The narrowing sex differential in mortality in Canada since 1971», *Canadian Studies in Population*, 22(2), 1995, p. 145-167.
8. Nations Unies, Département des affaires internationales économiques et sociales, «Sex differentials in life expectancy and mortality in developed countries: An analysis by age groups and causes of death from recent and historical data», *Population Bulletin of the United Nations*, n° 25-188, p. 65-107, 1988.
9. K. Wilkins, «Causes de décès : différences entre les sexes», *Rapports sur la santé*, 7(2), 1995, p. 39-50, (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
10. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer, 1997*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 1997.
11. K. Marshall, «Un job ou la vie», *L'emploi et le revenu en perspective*, 8(2), 1996, p. 29-35, (Statistique Canada, n° 75-001-XPB au catalogue).
12. W.J. Millar, «Comment rejoindre les fumeurs de faible niveau de scolarité», *Rapports sur la santé*, 8(2), 1996, p. 13-22, (Statistique Canada, n° 82-003-XPB au catalogue).
13. Statistique Canada, *L'état de santé des Canadiens: Rapport de l'Enquête sociale générale de 1991*, n° 11-612F, vol. 8 au catalogue, Ottawa, Ministère de l'Industrie, Science et de la Technologie, 1994.
14. Santé Canada, *Les canadiens et la santé - cardio-vasculaire : réduire le risque*, Ottawa, Santé Canada, 1995.
15. F. Nault, J.-M. Berthelot et R. Roberge, «Espérance de vie et espérance de vie en santé selon le sexe, l'état matrimonial et le statut socio-économique au Canada», *Cahiers québécois de démographie*, sous presse.

# Profils mensuels et quotidiens des décès

Richard Trudeau

## Résumé

### Objectifs

Examiner les données sur la mortalité au Canada, selon la cause de décès, de 1974 à 1995, en vue d'en dégager les tendances saisonnières et quotidiennes.

### Source des données

Les registres de décès ont été extraits de la Base de données canadienne sur les statistiques de l'état civil qui est compilée à partir de l'information que Statistique Canada reçoit de la part des registraires de l'état civil de chaque province et territoire.

### Techniques d'analyse

Les composantes de la série chronologique des décès selon la cause ont été calculées par la méthode X-11- ARMMI mise au point par Statistique Canada. Cette méthode combine la méthode de désaisonnalisation X-11 du Bureau of the Census des États-Unis et la méthode de prévision ARMMI.

### Résultats principaux

Depuis au moins 20 ans, c'est en hiver que l'on enregistre le plus grand nombre de décès. Deux exceptions notables ressortent toutefois lorsqu'on examine les décès selon la cause. Il s'agit des décès dus aux accidents de véhicules à moteur et aux suicides. Le samedi est la journée de la semaine où les décès sont les plus nombreux.

## Mots-clés

Caractère saisonnier, cause de décès, pneumonie, grippe, maladies cardio-vasculaires, accidents de véhicules à moteur, suicide

## Auteur

Richard Trudeau (613) 951-7385, auparavant de la Division des statistiques sur la santé, travaille maintenant à la Division de la statistique du commerce, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

Bien qu'un décès puisse survenir en tout temps à la suite d'une maladie ou d'un accident, le moment d'un décès est, dans une certaine mesure, prévisible. La probabilité de décès augmente évidemment avec l'âge. Mais le moment du décès comporte un autre élément de prévisibilité moins notoire. On constate en effet que le nombre de décès est plus élevé en certaines saisons et que les décès attribuables à certaines causes précises ont tendance à suivre un cycle annuel.

Ces fluctuations saisonnières ne sont pas insignifiantes. Comme les hausses saisonnières de décès dus à des causes précises sont prévisibles, certaines mesures préventives de santé et de sécurité pourraient peut-être réduire le nombre de victimes.

Afin d'étudier la variation du nombre de décès selon le mois et le jour, le présent article a utilisé les statistiques sur la mortalité extraites de la Base de données canadienne sur les statistiques de l'état civil (voir *Méthodologie*).

## Méthodologie

### Source des données

Les données pour 1995 présentées ici sont tirées de la publication *Naissances et décès, 1995* (n° 84-210-XPB au catalogue)<sup>1</sup>. Quant aux données sur les décès pour la période de 1974 à 1994, elles proviennent de la Base de données canadienne sur les statistiques de l'état civil. Ces données ont été adaptées à l'aide de l'information obtenue des registraires provinciaux et territoriaux de l'état civil chargés d'enregistrer les décès qui surviennent dans leur région. Toutes les causes ayant contribué au décès sont indiquées sur le certificat de décès. Conformément aux règles établies par l'Organisation mondiale de la santé et définies dans la neuvième révision de la *Classification internationale des maladies (CIM-9)*, on choisit une seule cause initiale de décès pour chaque personne défunte<sup>2</sup>. Dans le présent article, les codes de la *CIM-9* qui ont été examinés de façon détaillée sont les suivants :

Toutes causes confondues	001-E999
Maladies cardio-vasculaires	390-459
Pneumonie et grippe	480-487
Accidents de véhicules à moteur	E810-E825
Suicide	E950-E959

Tous les taux ont été calculés à partir d'estimations de la population qui ont été corrigées pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement et des résidents non permanents. La date de référence pour les estimations annuelles de la population est le 1<sup>er</sup> juillet.

### Techniques d'analyse

L'analyse est basée sur le nombre moyen de décès par jour, pour chaque mois, de 1974 à 1994. On a utilisé le nombre moyen de décès par jour pour corriger les données en fonction de la variation du nombre de jours par mois.

Pour calculer les composantes de la série chronologique des décès selon la cause, on a utilisé la méthode X-11-ARMMI. Cette méthode, mise au point par Statistique Canada, combine la méthode de désaisonnalisation X-11 du Bureau of the Census des États-Unis et la méthode de prévision ARMMI (modèle autorégressif à moyennes mobiles intégrées)<sup>3,4</sup>.

Dans cet article, la composante saisonnière est exprimée en pourcentage et elle se situe autour de 100. Ainsi, un facteur saisonnier de 110 % pour un mois donné signifie que le nombre moyen de décès par jour est, durant ce mois, de 10 % supérieur au taux qui serait obtenu si la série n'avait pas de caractère saisonnier. Les statistiques sur le profil saisonnier sont les suivantes : le sommet (valeur du facteur saisonnier le plus élevé), le creux (valeur du facteur saisonnier le plus faible) et l'amplitude (différence entre les valeurs maximale et minimale).

Pour calculer la désaisonnalisation multiplicative, nous avons utilisé le programme de désaisonnalisation X-11-ARMMI dans SAS qui comprend un processus de sélection automatique du meilleur modèle ARMMI d'une série de cinq modèles prédéfinis. Cependant, lorsque nous avons analysé, par la méthode X-11-ARMMI, la série chronologique du nombre moyen de décès par jour, selon le mois, toutes causes confondues, tous les modèles ARMMI ont échoué. L'étape du traitement par la méthode ARMMI a été omise. La méthode X-11, par contre, a permis de déceler un caractère saisonnier stable.

Nous avons appliqué la même procédure X-11-ARMMI dans SAS pour diverses séries chronologiques du nombre quotidien moyen de décès dus à des causes précises. Nous avons constaté un caractère saisonnier stable et statistiquement significatif pour certaines causes, mais non pour d'autres.

Nous avons également analysé les décès selon le jour de la semaine. En nous basant sur les décès survenus entre 1974 et 1994 et pour lesquels nous disposions des données complètes, nous avons vérifié l'hypothèse voulant que le nombre de décès soit réparti uniformément entre les sept jours de la semaine.

### Limites

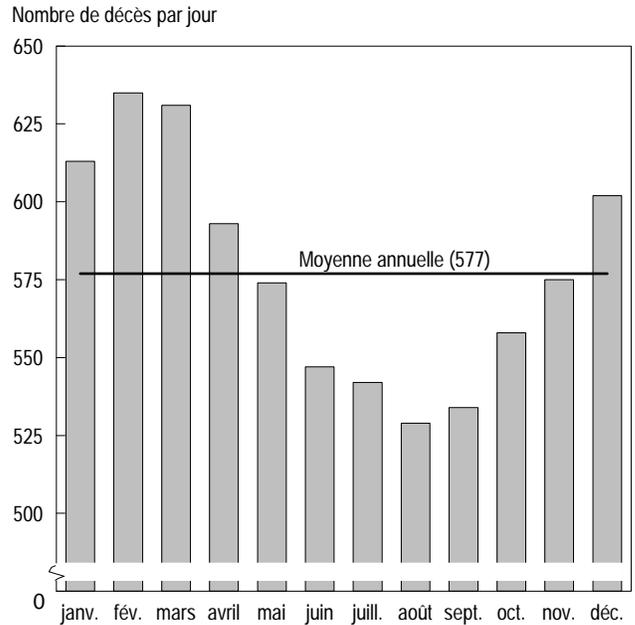
En raison des exigences prévues par la loi en matière de déclaration, nous considérons que l'enregistrement des décès est presque complet. Il manque toutefois les dossiers reçus après la date limite fixée pour la diffusion des données, ainsi que les décès des Canadiens survenus ailleurs qu'au Canada ou aux États-Unis. Les décès des résidents non permanents peuvent être exclus, si le lieu de résidence habituel de la personne décédée n'était pas le Canada.

### Hivers rigoureux

En 1995, il y a eu 210 733 décès au Canada, pour une moyenne de 17 561 par mois et de 577 par jour. Certains mois, toutefois, le nombre de décès a été plus élevé que la moyenne, comme en décembre, janvier, février et mars. À l'inverse, le nombre de décès pour les mois de juin à octobre a manifestement été inférieur à la moyenne mensuelle. Après correction en fonction du nombre de jours par mois, nous constatons que c'est en février que le nombre moyen de décès par jour a été le plus élevé (635), et qu'il a été le plus bas (529) en août (graphique 1).

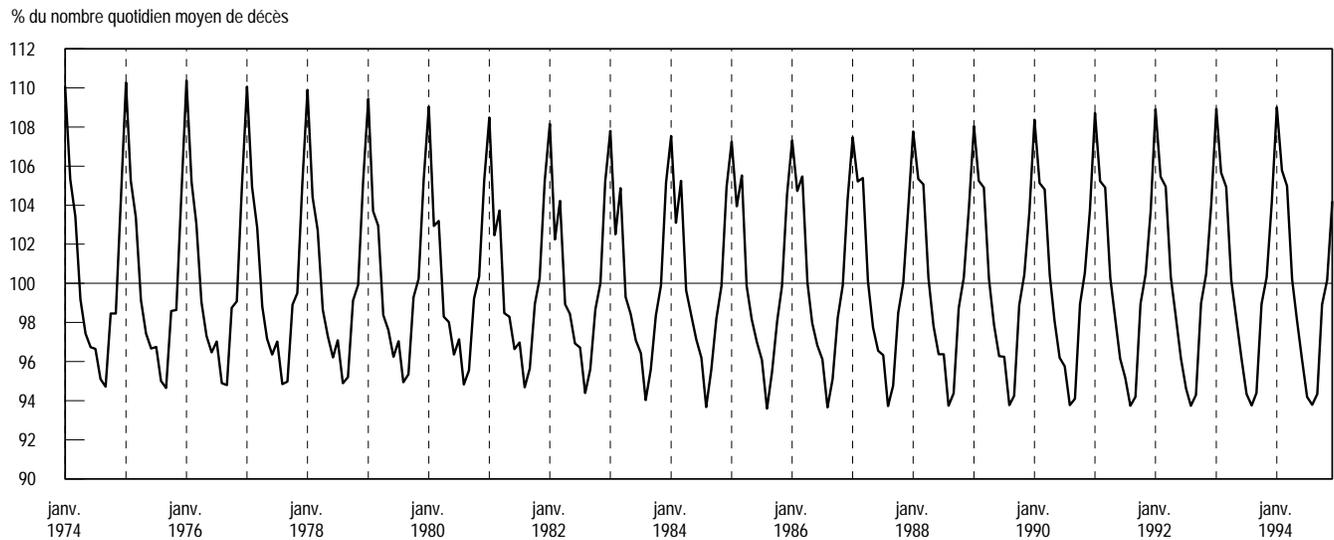
Cette augmentation hivernale du nombre de décès a cours depuis au moins vingt ans. De 1974 à 1994, les sommets saisonniers se sont produits en janvier. Ces sommets atteignent jusqu'à 10 % de plus que le nombre quotidien moyen de décès qui se seraient produits si la série n'avait eu aucun caractère saisonnier. Par contre, les creux saisonniers ont été d'environ 6 % inférieurs à la moyenne et se sont produits en août, créant ainsi une amplitude saisonnière d'environ 16 % (graphique 2).

Graphique 1  
**Nombre quotidien moyen de décès selon le mois, Canada, 1995**



Source de données : Base de données canadienne sur les statistiques de l'état civil

Graphique 2  
**Caractère saisonnier des décès, Canada, de janvier 1974 à décembre 1994**



Source de données : Base de données canadienne sur les statistiques de l'état civil

Pareilles fluctuations saisonnières dans le nombre de décès sont connues depuis longtemps<sup>5-7</sup> et elles ont été associées aux variations de température et d'humidité qui influent sur le milieu et qui, en retour, exercent un effet physiologique sur les êtres humains. Cependant, les variations normales de température n'expliquent que très partiellement le profil saisonnier de la mortalité<sup>8</sup>.

Les fluctuations saisonnières dans les activités humaines peuvent modifier le degré d'exposition aux sources d'infection. En hiver, par exemple, le fait de passer plus de temps à l'intérieur, à proximité d'autres personnes, peut faciliter la transmission des virus.

Par ailleurs, certaines causes de décès non infectieuses, comme les noyades et les accidents de ski, ont un caractère saisonnier évident. Par contre, les variations saisonnières dans les décès dus à d'autres causes précises, comme les maladies cardio-vasculaires, sont plus difficiles à expliquer.

### Pneumonie et grippe

Les décès dus à la pneumonie et à la grippe sont grandement saisonniers, parallèlement à

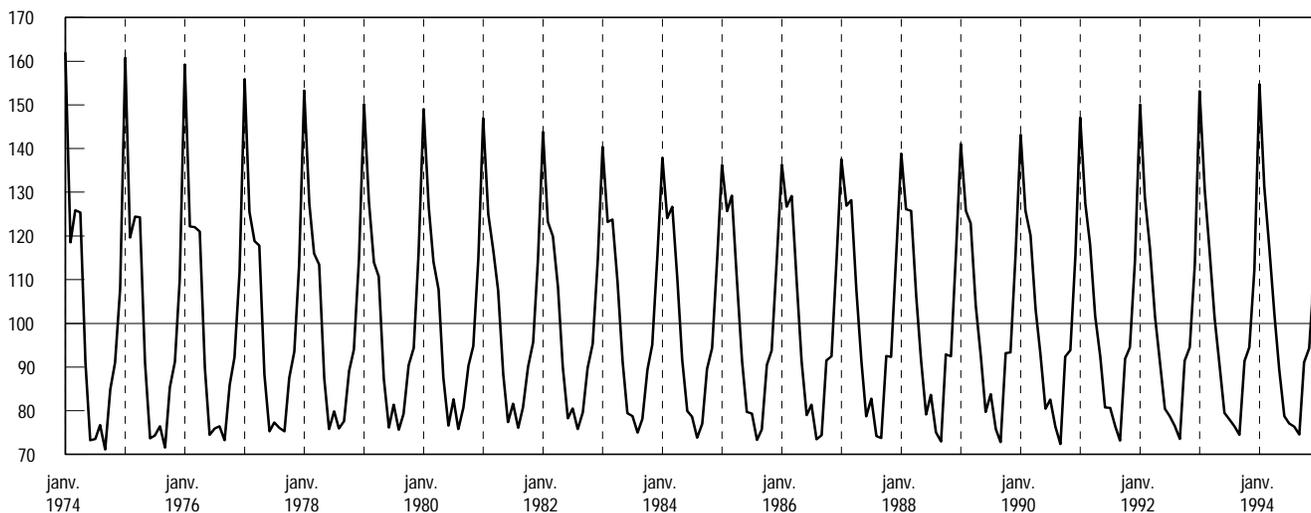
l'incidence et la prévalence élevées de ces maladies durant les mois d'hiver<sup>9</sup>. (Il en va de même des décès dus à la bronchite, à l'emphysème et à l'asthme.) De 1974 à 1994, seulement 3,2 % des décès sont causés par la pneumonie et la grippe mais avec un pourcentage plus faible en été et généralement beaucoup plus élevé en hiver. Durant toute la période à l'étude, c'est en janvier que le nombre quotidien moyen de décès causés par la pneumonie et la grippe a culminé, et en août ou en septembre qu'il a été le plus faible.

Malgré une certaine diminution, l'amplitude saisonnière associée à ces décès a été beaucoup plus marquée que celle associée aux décès dus à d'autres causes principales. Le sommet saisonnier des décès dus à la pneumonie et à la grippe est passé d'un taux de 62 % supérieur à la moyenne quotidienne en 1974, à un taux de 36 % supérieur à la moyenne au milieu des années 1980; il a ensuite augmenté de nouveau pour atteindre 55 % en 1994. La variation des creux saisonniers a été beaucoup moins marquée, ceux-ci passant de 29 % sous la moyenne, en 1974, à un taux de 24 % sous la moyenne, au début des années 1980 (graphique 3).

Graphique 3

### Caractère saisonnier des décès dus à la pneumonie et à la grippe, Canada, de janvier 1974 à décembre 1994

% du nombre quotidien moyen de décès dus à la pneumonie, grippe



Source de données : Base de données canadiennes sur les statistiques de l'état civil

### Maladies cardio-vasculaires

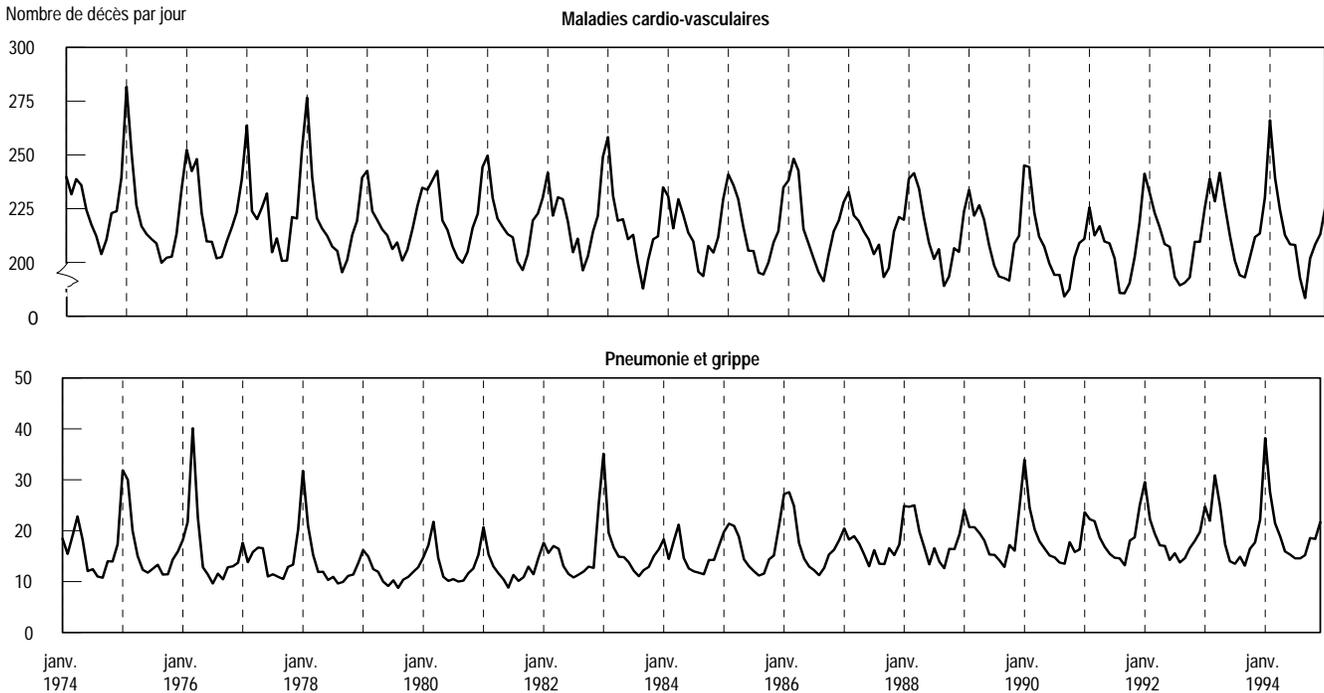
Les décès liés directement à la pneumonie et à la grippe ne représentent qu'une faible proportion de l'accroissement des décès durant l'hiver. En fait, plus de la moitié de la surmortalité observée durant les épidémies de grippe est habituellement attribuée à d'autres causes, notamment aux maladies cardio-vasculaires<sup>10</sup>.

Selon les pratiques de codage en vigueur au Canada et dans la plupart des pays, la cause initiale du décès est définie comme « (a) la maladie ou le traumatisme qui a déclenché l'évolution morbide conduisant directement au décès, ou (b) les circonstances de l'accident ou de la violence qui ont entraîné le traumatisme mortel<sup>9</sup> ». Ainsi, si un patient atteint d'une maladie cardio-vasculaire chronique contracte une grippe suivie d'une pneumonie et du décès, la cause enregistrée du décès sera la maladie cardio-vasculaire qui « a déclenché » les circonstances menant à la mort,

même si la grippe et la pneumonie ont pu en être les causes plus immédiates<sup>11</sup>. Ceci laisse croire que le caractère saisonnier de la pneumonie et de la grippe contribue à la saisonnalité des décès imputables à d'autres maladies chroniques, même au cours des années où il n'y a pas eu d'épidémie.

Comme les maladies cardio-vasculaires représentent un pourcentage élevé des décès au Canada (44 % de 1974 à 1994), elles influent largement sur la saisonnalité globale des décès. De 1974 à 1994, le nombre quotidien moyen de décès dus aux maladies cardio-vasculaires a atteint un maximum en hiver et un minimum en été. Qui plus est, à part quelques exceptions dont la plus notable est l'année 1976, un accroissement marqué de la mortalité due à la pneumonie et à la grippe, s'est accompagné d'une hausse des décès dus aux maladies cardio-vasculaires (graphique 4).

Graphique 4  
**Nombre quotidien moyen de décès dus aux maladies cardio-vasculaires, à la pneumonie et à la grippe, Canada, de janvier 1974 à décembre 1994**



Source de données : Base de données canadienne sur les statistiques de l'état civil

De 1974 à 1994, c'est en général en janvier que le nombre quotidien moyen de décès dus aux maladies cardio-vasculaires a culminé et en août qu'il a été le plus faible. Les sommets saisonniers ont atteint environ 13 % de plus que la moyenne quotidienne alors que les creux saisonniers ont été inférieurs d'environ 10 %.

### Autres sommets observés durant l'hiver

Nous avons aussi associé un caractère saisonnier à des décès dus à plusieurs autres causes dont la manifestation semble pourtant avoir peu de lien avec la période de l'année. Ainsi, le nombre quotidien moyen de décès dus au diabète sucré, à l'hépatite chronique et à la cirrhose du foie, ainsi qu'aux maladies du système urinaire affiche une saisonnalité statistiquement significative, similaire à celle observée pour les maladies cardio-vasculaires. Pour l'ensemble de ces maladies, nous avons observé un sommet en janvier. Ces maladies chroniques s'accompagnent d'effets généraux multiples qui peuvent altérer l'état de santé d'une personne et la rendre plus sensible à la grippe et à la pneumonie.

### Accidents durant l'été

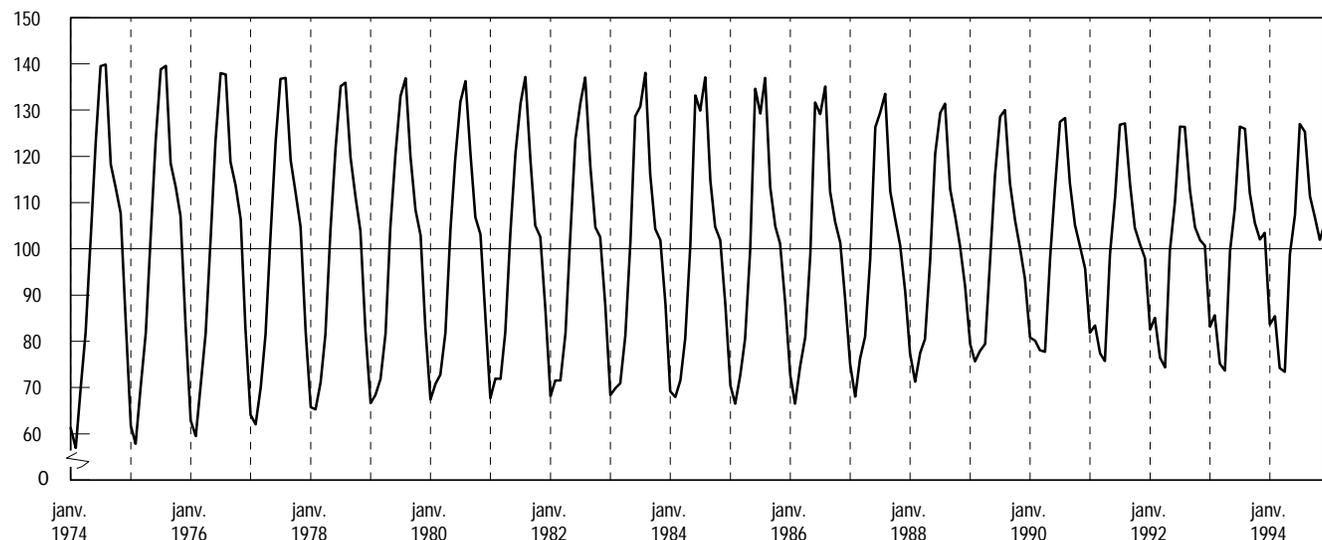
Les accidents de véhicules à moteur ne représentent que 2,5 % des décès durant la période allant de 1974 à 1994 et ils ont donc eu peu d'effets sur la saisonnalité globale de la mortalité. En fait, le profil saisonnier des décès dus aux accidents de véhicules à moteur est l'inverse du profil pour l'ensemble des décès. Les décès par accidents de véhicules à moteur ont ainsi atteint leur niveau le plus élevé en juillet ou en août, pour atteindre leur niveau le plus bas en janvier ou février et depuis quelques années, en mars ou en avril.

Depuis 1974, le nombre quotidien moyen de décès par accident de véhicules à moteur a diminué et le profil saisonnier s'est atténué. Les sommets saisonniers ont diminué, passant d'un taux de quelque 40 % supérieur à la moyenne au début des années 1970, à 27 % de plus que la moyenne au début des années 1990. Les creux ont eux diminués, d'un taux d'environ 43 % sous la moyenne à quelque 25 % sous la moyenne pour la même période. Par le fait même, l'amplitude saisonnière a largement diminué, passant de plus de 80 % à environ 50 % (graphique 5).

Graphique 5

### Caractère saisonnier des décès dus aux accidents de véhicules à moteur, Canada, de janvier 1974 à décembre 1994

% du nombre quotidien moyen de décès dus aux accidents de véhicules à moteur



Source de données : Base de données canadienne sur les statistiques de l'état civil

Les améliorations technologiques dans la conception des véhicules et des autoroutes, les campagnes contre la conduite en état d'ébriété, les lois ordonnant le port de la ceinture de sécurité et l'application plus rigoureuse du code de la route pourraient avoir contribué à la diminution du taux de décès par accidents de véhicules à moteur et pourraient avoir atténué le caractère saisonnier de ces décès<sup>12</sup>.

Les données sur les collisions de la route compilées par Transports Canada sont en accord avec les chiffres sur la mortalité due aux accidents de véhicules à moteur. Ainsi, les données obtenues pour trois années récentes, soit 1991 à 1993, montrent que les collisions mortelles augmentent en été et qu'elles diminuent en hiver<sup>13</sup>. Il en va de même des collisions non mortelles, dont les sommets sont toutefois beaucoup moins prononcés. Par contre, le nombre de collisions causant uniquement des dommages matériels culmine en décembre et diminue au printemps. Cela porte à croire que le plus haut taux de mortalité par accident de véhicules à moteur durant l'été ne serait pas causé par l'accroissement du volume de circulation

qui occasionnerait plus de collisions, comme on pourrait le croire, mais bien, par la gravité accrue des collisions, laquelle pourrait être imputable à des facteurs comme la vitesse.

### Suicides plus nombreux au printemps

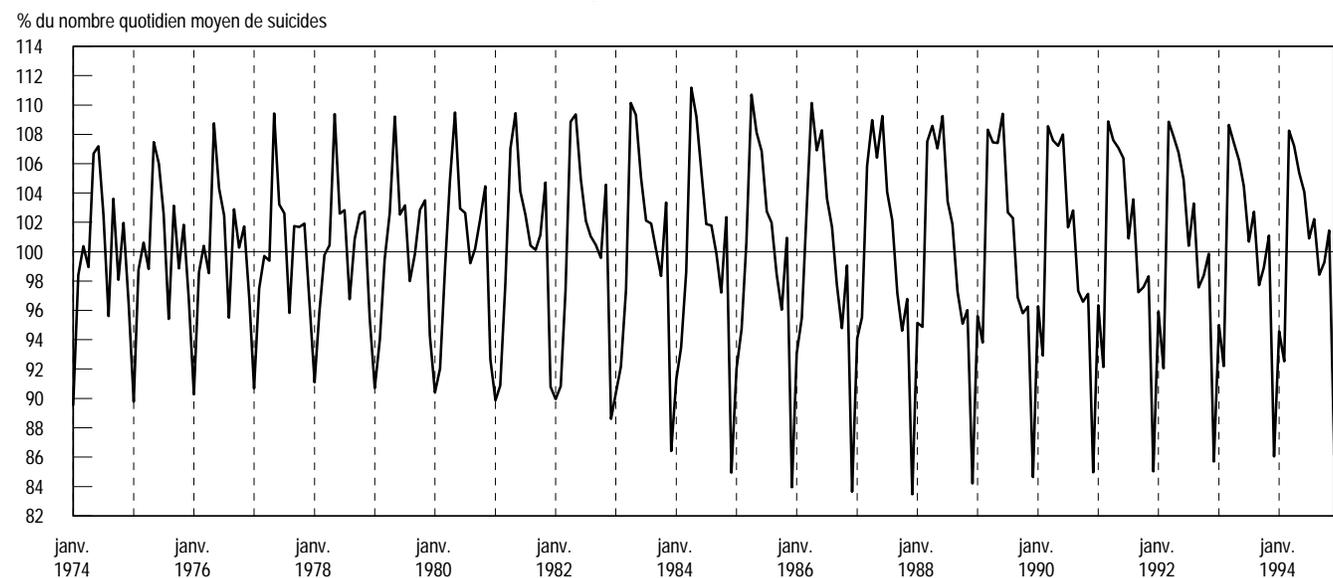
On observe également une certaine saisonnalité dans les suicides, beaucoup moins marquée toutefois que pour d'autres causes de décès. C'est ainsi que le nombre quotidien moyen de suicides a tendance à culminer au printemps. Pour bon nombre des années à l'étude, on a aussi constaté une deuxième hausse en automne.

Le profil mensuel des suicides a lui aussi changé quelque peu depuis le milieu des années 1970 (graphique 6). Pour les dernières années on a constaté en mars un sommet, alors qu'auparavant ce sommet survenait d'avril à juin. Durant toute la période à l'étude, les sommets saisonniers ont atteint environ 9 % de plus que la moyenne.

Quoique, certaines personnes pensent qu'il y a plus de suicides pendant la période des Fêtes, les creux saisonniers pour le nombre de suicides surviennent en fait durant cette période.

Graphique 6

### Caractère saisonnier des suicides, Canada, de janvier 1974 à décembre 1994



Source de données : Base de données canadienne sur les statistiques de l'état civil

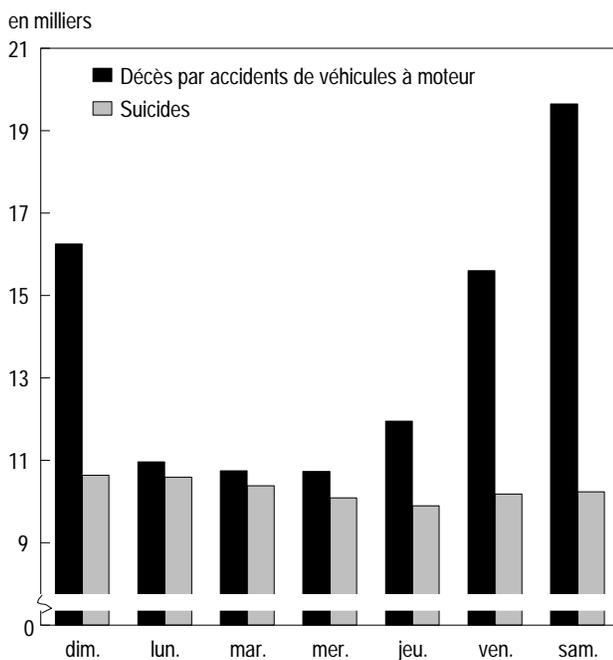
De plus, ces creux se sont légèrement accentués, étant passés de 10 % à 14 % sous la moyenne. Par conséquent, l'amplitude a augmenté de 18 % au début de la période à 22 % en 1994. Les suicides n'ont toutefois représenté que 1,9 % de tous les décès enregistrés de 1974 à 1994.

### Week-ends dangereux

Non seulement les décès surviennent-ils plus fréquemment en certaines saisons, mais l'on constate également que certains jours de la semaine sont particulièrement dangereux. Pour l'ensemble de la période 1974 à 1994, le nombre quotidien moyen de décès le plus élevé a été observé le samedi et le plus faible, le jeudi.

Graphique 7

### Nombre de décès dus aux accidents de véhicules à moteur et de suicides, selon le jour de la semaine, Canada, de 1974 à 1994



Source de données : Base de données canadienne sur les statistiques de l'état civil

Cette variation du nombre moyen de décès suivant le jour de la semaine vaut également pour certaines causes précises de décès. Ainsi, fait peu surprenant, les décès causés par les accidents de la route sont plus nombreux à l'approche de la fin de semaine. Ils commencent à augmenter le jeudi pour atteindre un sommet le samedi, diminuent quelque peu le dimanche puis, drastiquement, du lundi au mercredi (graphique 7). Par comparaison, le profil quotidien des suicides est relativement stable.

### Mot de la fin

Dans une certaine mesure, la hausse des décès durant l'hiver est prévisible, compte tenu des liens qui existent avec la recrudescence de la grippe et de la pneumonie durant cette saison. Certaines mesures de santé publique pourraient toutefois atténuer cet effet. À titre d'exemple, la vaccination antigrippale des groupes à risque élevé pourrait atténuer l'accroissement de ces décès durant l'hiver et, du même coup, réduire les décès attribués à d'autres causes, mais déclenchées par la pneumonie et la grippe.

### Références

1. Statistique Canada, *Naissances et décès, 1995* (n°84-210-XPB catalogue), Ottawa, Ministre de l'Industrie, 1996.
2. Organisation mondiale de la santé, *Classification internationale des maladies*, 9<sup>e</sup> révision, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
3. E.B. Dagum, «*La méthode de désaisonnalisation X-II-ARMMI, occasionnel*», (Statistique Canada, n° 12-564F au catalogue), Ottawa, Ministre des Approvisionnements et Services, 1980.
4. SAS Institute Inc., *SAS/ETS guide de l'utilisateur*, 6<sup>e</sup> version, 2<sup>e</sup> édition, Cary, NC: SAS Institute Inc., 1993.
5. J.S. Mausner et S. Kramer, *Epidemiology: An Introductory Text*, Toronto, W.B. Saunders Company, 1985.
6. R.E. Hope-Simpson, *The Transmission of Epidemic Influenza*, New York, Plenum Press, 1992.
7. Santé et Bien-être social Canada, *Relevé des maladies*, 2-4, 24 janvier, 1976.
8. B. MacMahon, T.F. Pugh et J. Ipsen, *Epidemiologic Methods*, Toronto, Little, Brown and Company, 1960.

9. C.H. Stuart-Harris, G.C. Schild et J.S. Oxford, *Influenza. The viruses and the disease*, 2<sup>e</sup> édition, Baltimore, Maryland, Edward Arnold, 1985.
10. W.H. Barker et J.P. Mullooly, «Underestimation of the role of pneumonia and influenza in causing excess mortality», *American Journal of Public Health*, 71(6), 1981, p. 643-645.
11. T.C. Eickhoff, I.L. Sherman et R.E. Serfling, «Observations on excess mortality associated with epidemic influenza», *Journal of the American Medical Association*, 176, 1961, p. 776-782.
12. W.J. Millar, «Accidents au Canada, 1988 et 1993», *Rapports sur la santé*, 7(2), 1995, p. 7-17 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
13. Transports Canada, *Banque de données sur les collisions routières*, Ottawa, Transports Canada, Direction de la sécurité routière.



# Données disponibles

Cette section présente des données sommaires sur la santé produites récemment par Statistique Canada.

## **Incidence du cancer au Canada, de 1969 à 1993**

De 1969 à 1993, les taux comparatifs pour l'âge n'ont cessé d'augmenter pour tous les types de cancer, tant chez l'homme que chez la femme. Toutefois, depuis 1984, ces taux augmentent assez lentement chez la femme, mais un peu plus rapidement chez l'homme. Malgré l'augmentation relativement faible des taux d'incidence globaux, le nombre de cas de cancer a plus que doublé de 1969 à 1993, passant d'environ 50 000 à 117 000. De surcroît, le nombre de cas diagnostiqué chaque année continuera d'augmenter à mesure que la population canadienne s'accroît et vieillit.

La hausse de l'incidence du cancer chez l'homme au cours de la dernière décennie est due, en grande partie, à l'augmentation rapide de l'incidence du cancer de la prostate, qui est maintenant le cancer dont l'incidence est la plus forte chez l'homme. Cette augmentation est particulièrement prononcée depuis le lancement du test de dépistage de l'antigène prostatique spécifique (PSA) en 1990. En 1993, on a diagnostiqué le cancer de la prostate chez 137,9 hommes pour 100 000, contre 91,9 en 1989 et 56,2 en 1969.

La hausse des taux observée avant 1984 résulte, en partie, de l'amélioration des méthodes d'enregistrement des cas de cancer, mais elle reflète aussi l'incidence croissante de plusieurs formes de cette maladie. Par exemple, de 1969 à 1984, le cancer du poumon a été à l'origine de la moitié environ de l'augmentation des taux d'incidence pour tous les cancers confondus chez l'homme et d'un peu plus de la moitié, chez la femme. Toutefois, depuis le milieu des années 1980, l'incidence de ce type de cancer est légèrement à la baisse chez l'homme, situation qui reflète la diminution de l'usage du tabac chez ce dernier depuis le milieu des années 1960. En revanche, chez la femme, le cancer du poumon est le type de cancer dont l'incidence augmente

le plus rapidement. En 1993, son incidence était quatre fois plus élevée que celle enregistrée en 1969.

*Incidence du cancer au Canada, de 1969 à 1993* contient les données sur l'incidence du cancer au Canada, dans les provinces et dans les territoires pour une période de 25 ans. La publication réunit les toutes dernières données de Statistique Canada sur l'incidence du cancer ainsi que des données chronologiques qui n'avaient encore jamais été publiées au niveau national. On y présente le nombre de cas, les taux selon l'âge et les taux comparatifs pour l'âge pour plus de 20 types importants de cancer, ainsi que le taux de variation moyen annuel des taux comparatifs pour l'âge et des indicateurs de la qualité des données, selon le groupe d'âge et selon le siècle. Une section donnant un aperçu chronologique fait ressortir les tendances importantes observées pour les taux d'incidence et de mortalité, et met tout spécialement l'accent sur les quatre types principaux de cancer, à savoir les cancers de la prostate, du poumon, du sein et du colon et du rectum.

*Incidence du cancer au Canada, de 1969 à 1993* (n° 85-566-XPB au catalogue, 42 \$) est en vente dès maintenant. Pour plus de renseignements, s'adresser à Leslie Gaudette au (613) 951-1740 ou à Judy Lee (613) 951-1775, Division des statistiques sur la santé.

## **Estimation postcensitaires de la population**

Chaque numéro des *Rapports sur la santé* présente les estimations trimestrielles courantes. Pour les données provisoires de la population du 1<sup>er</sup> juillet, voir à la page suivante.

## Estimations postcensitaires préliminaires de la population, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada, provinces et territoires, 1<sup>er</sup> juillet 1996

	Canada	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qué.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yuk.	T.-N.O.
en milliers													
<b>Les deux sexes</b>	<b>29 963,6</b>	<b>570,7</b>	<b>137,3</b>	<b>942,8</b>	<b>762,5</b>	<b>7 389,1</b>	<b>11 252,4</b>	<b>1 143,5</b>	<b>1 022,5</b>	<b>2 789,5</b>	<b>3 855,1</b>	<b>31,5</b>	<b>66,6</b>
<1	377,9	6,1	1,7	10,7	8,7	86,1	145,6	16,2	13,8	38,8	48,2	0,5	1,5
1-4	1 582,9	25,8	7,3	45,7	36,7	374,5	602,1	66,3	58,2	162,1	196,2	2,1	5,8
5-9	2 015,8	36,7	10,0	63,1	49,3	462,3	761,9	83,1	79,7	211,6	247,6	2,4	8,1
10-14	2 019,6	43,0	10,1	63,7	52,2	465,9	746,8	81,1	82,0	213,1	253,2	2,5	6,1
15-19	2 002,9	44,7	10,1	63,5	53,3	502,6	721,7	78,5	76,5	196,6	247,8	2,2	5,3
20-24	2 036,3	46,6	9,8	66,5	56,9	478,8	757,6	81,0	70,0	197,1	264,4	2,2	5,5
25-29	2 223,5	45,3	9,8	68,7	57,0	519,7	858,2	81,5	64,3	216,0	294,3	2,4	6,3
30-34	2 631,2	47,1	11,0	80,6	64,6	643,2	1 023,4	93,8	77,7	249,1	330,7	3,3	6,7
35-39	2 666,4	48,0	11,0	82,0	64,6	675,4	996,7	94,4	82,9	263,6	338,8	3,2	5,7
40-44	2 387,5	46,9	9,9	73,8	61,1	610,0	874,6	85,2	75,6	230,9	311,8	3,0	4,6
45-49	2 159,5	42,6	9,8	69,3	56,9	553,5	804,4	75,9	62,9	190,4	287,6	2,7	3,7
50-54	1 672,2	32,4	7,4	53,6	42,2	455,1	616,5	58,8	48,0	139,2	214,9	1,8	2,3
55-59	1 332,6	24,4	6,0	42,7	33,3	349,9	503,3	47,7	41,9	109,5	171,2	0,9	1,7
60-64	1 213,1	20,9	5,6	38,5	30,1	315,4	462,4	44,6	40,6	97,4	155,6	0,8	1,3
65-69	1 129,3	18,6	5,0	34,5	27,7	290,8	433,9	42,7	39,9	87,1	147,4	0,7	1,0
70-74	979,9	15,9	4,5	30,7	25,6	243,5	378,3	40,3	36,9	72,0	131,3	0,4	0,5
75-79	704,3	12,4	3,7	25,2	19,2	168,9	261,6	31,4	30,8	52,8	98,0	0,2	0,3
80-84	467,6	8,0	2,6	16,9	13,1	109,1	170,9	22,7	22,5	34,8	66,8	0,1	0,2
85-89	240,6	3,8	1,4	8,7	6,9	56,7	87,9	11,8	11,9	17,9	33,4	0,0	0,1
90+	120,5	1,6	0,8	4,5	3,2	27,6	44,6	6,4	6,5	9,3	15,9	0,0	0,1
<b>Hommes</b>	<b>14 845,0</b>	<b>285,2</b>	<b>67,7</b>	<b>464,3</b>	<b>377,3</b>	<b>3 642,6</b>	<b>5 560,5</b>	<b>567,4</b>	<b>507,8</b>	<b>1 404,6</b>	<b>1 916,8</b>	<b>16,1</b>	<b>34,6</b>
<1	194,0	3,1	0,9	5,5	4,4	44,2	74,7	8,4	7,1	20,0	24,8	0,2	0,8
1-4	811,9	13,2	3,8	23,7	18,6	191,9	308,5	33,9	29,9	83,5	100,9	1,0	3,0
5-9	1 031,3	18,8	5,1	32,4	25,3	236,5	390,0	42,8	40,6	108,3	126,0	1,3	4,1
10-14	1 031,9	21,8	5,2	32,4	26,6	237,7	382,0	41,8	41,7	109,1	129,3	1,2	3,2
15-19	1 026,3	22,5	5,0	32,1	27,3	257,3	370,8	39,7	39,7	100,7	127,4	1,1	2,6
20-24	1 033,5	23,8	5,0	33,9	28,9	243,8	383,7	41,7	35,6	100,8	132,5	1,1	2,7
25-29	1 121,5	23,1	4,9	35,1	28,9	265,0	429,0	41,5	32,0	109,5	148,0	1,2	3,2
30-34	1 334,0	23,5	5,3	40,6	32,6	328,4	518,2	47,9	38,5	127,1	166,7	1,7	3,5
35-39	1 343,9	24,0	5,4	40,5	32,3	340,8	502,1	48,2	42,0	134,8	169,2	1,6	2,9
40-44	1 191,8	23,5	5,0	36,1	30,3	305,4	432,8	42,7	38,8	117,8	155,4	1,5	2,4
45-49	1 084,8	21,5	5,0	34,8	28,8	277,0	401,0	38,4	32,3	97,1	145,6	1,3	2,1
50-54	838,2	16,5	3,8	27,1	21,4	225,8	307,6	29,5	24,1	71,0	109,1	1,0	1,3
55-59	661,9	12,5	3,0	21,3	16,7	171,8	249,0	23,7	20,7	55,8	86,0	0,6	0,9
60-64	596,2	10,5	2,7	19,0	14,7	151,6	226,3	22,0	20,2	48,8	79,3	0,4	0,7
65-69	536,2	9,1	2,5	16,0	12,9	133,5	206,9	20,1	19,3	42,5	72,4	0,4	0,5
70-74	432,8	7,4	2,1	13,4	11,4	104,4	166,4	17,8	17,0	32,8	59,6	0,2	0,2
75-79	289,2	5,4	1,5	10,3	8,0	65,6	108,0	13,0	13,1	22,4	41,6	0,1	0,1
80-84	174,9	3,2	0,9	6,2	4,9	38,0	64,1	8,7	8,9	13,4	26,5	0,0	0,1
85-89	78,3	1,4	0,5	2,9	2,2	16,9	28,1	4,1	4,2	6,2	11,7	0,0	0,1
90+	32,5	0,5	0,2	1,1	0,9	6,9	11,5	1,6	2,1	2,9	4,7	0,0	0,0
<b>Femmes</b>	<b>15 118,6</b>	<b>285,5</b>	<b>69,6</b>	<b>478,5</b>	<b>385,2</b>	<b>3 746,6</b>	<b>5 691,9</b>	<b>576,1</b>	<b>514,7</b>	<b>1 385,0</b>	<b>1 938,3</b>	<b>15,3</b>	<b>31,9</b>
<1	184,0	3,0	0,8	5,2	4,3	41,9	70,9	7,9	6,7	18,9	23,4	0,2	0,7
1-4	771,0	12,6	3,5	22,0	18,0	182,6	293,7	32,4	28,4	78,6	95,2	1,1	2,8
5-9	984,5	17,9	4,9	30,7	24,0	225,8	372,0	40,2	39,1	103,4	121,6	1,1	3,9
10-14	987,7	21,1	4,9	31,3	25,6	228,2	364,8	39,3	40,3	104,0	123,9	1,2	2,9
15-19	976,5	22,2	5,1	31,4	26,0	245,3	350,9	38,8	36,8	95,9	120,4	1,1	2,7
20-24	1 002,9	22,8	4,8	32,6	28,0	234,9	373,9	39,3	34,4	96,3	132,0	1,1	2,7
25-29	1 102,1	22,2	4,9	33,6	28,1	254,7	429,2	40,0	32,3	106,5	146,3	1,2	3,0
30-34	1 297,2	23,6	5,6	40,0	32,0	314,8	505,2	46,0	39,1	122,1	164,0	1,6	3,2
35-39	1 322,5	24,1	5,6	41,5	32,3	334,6	494,6	46,2	40,8	128,9	169,6	1,7	2,7
40-44	1 195,7	23,5	4,9	37,6	30,8	304,5	441,9	42,6	36,8	113,1	156,4	1,5	2,1
45-49	1 074,7	21,1	4,8	34,5	28,1	276,5	403,5	37,5	30,6	93,3	142,0	1,3	1,6
50-54	834,0	15,9	3,6	26,5	20,8	229,4	308,9	29,2	23,9	68,2	105,8	0,8	1,0
55-59	670,7	11,9	3,0	21,5	16,6	178,1	254,3	24,0	21,2	53,8	85,2	0,4	0,7
60-64	616,9	10,3	2,9	19,5	15,4	163,8	236,1	22,6	20,4	48,6	76,3	0,4	0,7
65-69	593,1	9,5	2,5	18,5	14,8	157,3	227,0	22,6	20,6	44,6	74,9	0,3	0,5
70-74	547,1	8,5	2,4	17,3	14,2	139,1	211,8	22,5	19,9	39,2	71,7	0,2	0,2
75-79	415,1	7,0	2,2	14,9	11,2	103,2	153,6	18,4	17,7	30,4	56,4	0,1	0,1
80-84	292,7	4,9	1,7	10,7	8,1	71,1	106,8	14,1	13,6	21,4	40,3	0,1	0,1
85-89	162,3	2,4	1,0	5,8	4,6	39,8	59,8	7,7	7,7	11,7	21,7	0,0	0,0
90+	88,0	1,1	0,6	3,4	2,3	20,7	33,1	4,7	4,4	6,3	11,2	0,0	0,0

Source : Division de la démographie, section des estimations de population

Nota : Les estimations de la population sont ajustées pour le sous-dénombrement net du recensement et incluent les résidents non-permanents.



# Pour commander les publications

Cette section présente un inventaire des produits et services d'information de la Division des statistiques sur la santé que peut se procurer le grand public. Cela comprend les publications (sur papier, disquette ou microfiche), les fichiers de microdonnées et les totalisations spéciales.



Pour obtenir les produits suivants veuillez contacter :

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

*Il n'est pas nécessaire de nous faire parvenir une confirmation pour une commande faite par téléphone ou télécopieur.*

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix†			
			Canada	É.-U. (US \$)	Autres pays (US \$)	
<b>Rapports sur la santé</b>	· par année · l'exemplaire	82-003	Papier	116 \$	116 \$	116 \$
				35 \$	35 \$	35 \$
<b>Indicateurs sur la santé</b>	· premier exemplaire · l'exemplaire supplémentaire	82-221	Disquette	250 \$		
				250 \$		
<b>Naissances</b>						
Naissances et décès		84-210	Papier	35 \$	42 \$	49 \$
			Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
			Internet	26 \$	26 \$	26 \$
Santé périnatale : grossesse et taux, Canada, 1974-1993		82-568	Papier	32 \$	39 \$	45 \$
Statistiques choisies sur la natalité et la fécondité, Canada, 1921-1991		82-553	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
<b>Cancer</b>						
Le cancer au Canada		82-218	Papier	25 \$	30 \$	35 \$
L'incidence du cancer au Canada de 1969 à 1993		82-566	Papier	42 \$	42 \$	42 \$
<b>Décès</b>						
Causes de décès		84-208	Papier	62 \$	62 \$	62 \$
Naissances et décès		84-210	Papier	35 \$	42 \$	49 \$
			Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
Mortalité : Liste sommaire des causes		84-209	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
Statistiques choisies sur la mortalité, Canada, 1921-1990		82-548	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Statistiques choisies sur la mortalité infantile et statistiques connexes, Canada, 1921-1990		82-549	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
<b>Divorce</b>						
Divorces		84-213	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
			Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$

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

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix†		
			Canada	É.-U. (US \$)	Autres pays (US \$)
<b>Hôpitaux</b>					
La statistique hospitalière : rapport annuel préliminaire	83-241	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
		Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
La statistique annuelle des hôpitaux	83-242	Papier	90 \$	108 \$	126 \$
		Microfiche	65 \$	78 \$	91 \$
Indicateurs des hôpitaux	83-246	Papier	60 \$	72 \$	84 \$
		Microfiche	45 \$	54 \$	63 \$
Liste des hôpitaux canadiens	83-239	Papier	20 \$	24 \$	28 \$
<b>Hospitalisation</b>					
La morbidité hospitalière et interventions chirurgicales	82-216	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
		Microfiche	35 \$	42 \$	49 \$
Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux	82-562F	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
<b>Espérance de vie</b>					
Tables de mortalité, Canada et provinces, 1990-1992	84-537	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
<b>Mariage</b>					
Mariages	84-212	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
		Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
Certains renseignements sur les mariages contractés, 1921-1990	82-552	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
		Disquette	60 \$	72 \$	84 \$
Le déclin du mariage au Canada de 1981 à 1991	84-536	Papier	36 \$	44 \$	51 \$
<b>Hygiène mentale</b>					
La statistique de l'hygiène mentale	83-245	Papier	15 \$	18 \$	21 \$
<b>Enquête nationale sur la santé de la population</b>					
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995	82-567	Papier	10 \$	12 \$	14 \$

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

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix†		
			Canada	É.-U. (US \$)	Autres pays (US \$)
<b>Personnel infirmier</b>					
Personnel infirmier au Canada, 1995 : infirmier(ères) autorisé(e)s	83-243	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
		Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
<b>Établissements de soins de santé</b>					
Liste des établissements de soins pour bénéficiaires internes au Canada	83-240	Papier	20 \$	24 \$	28 \$
Établissements de soins spéciaux pour bénéficiaires internes	83-237	Papier	35 \$	42 \$	49 \$
		Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
<b>Avortements thérapeutiques</b>					
Statistiques choisies sur les avortements thérapeutiques	82-550	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Avortements thérapeutiques	82-219	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
<b>Tuberculose</b>					
La statistique de la tuberculose	82-220	Papier	32 \$	39 \$	45 \$
		Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$

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



## Fichiers de microdonnées

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

Services à la clientèle personnalisés  
 Division des statistiques sur la santé  
 Statistique Canada  
 Ottawa, Ontario  
 K1A 0T6  
 Téléphone : (613) 951-1746  
 Télécopieur : (613) 951-0972

*Il n'est pas nécessaire de nous faire parvenir une confirmation pour une commande faite par téléphone ou télécopieur.*

Fichiers de microdonnées à grande diffusion de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1991-1995	Numéro du produit	Version	Prix†			
			Canada	É.-U. (US \$)	Autres pays (US \$)	
Fichiers de microdonnées à grande diffusion	· ASCII	82F0001XDB95001	Disquette	1,300 \$	1,300 \$	1,300 \$
	· ASCII et IVISION	82F0001XCB95001	CD-ROM	1,600 \$	1,600 \$	1,600 \$
Établissements des soins spéciaux	· ASCII	82M0010XDB	Disquette	500 \$	500 \$	500 \$



## Totalisations spéciales

La Division des statistiques sur 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 à la clientèle personnalisés  
 Division des statistiques sur la santé  
 Statistique Canada  
 Ottawa (Ontario)  
 K1A 0T6  
 Téléphone : (613) 951-1746  
 Télécopieur : (613) 951-0972

*Il n'est pas nécessaire de nous faire parvenir une confirmation pour une commande faite par téléphone ou télécopieur.*

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

# ..... **Communiqué** .....

## **Incidence du cancer au Canada**

### **l'ouvrage de référence indispensable sur les tendances du cancer**

- Bien que les taux d'incidence se stabilisent, le nombre de nouveaux cas de cancer continue d'augmenter à mesure que la population du Canada s'accroît et vieillit.
- Les nouveaux tests de diagnostic et de dépistage contribuent à la découverte d'un plus grand nombre de cas chaque année, particulièrement en ce qui concerne les cancers de la prostate et du sein.
- L'incidence de certains types de cancer est à la baisse. C'est le cas du cancer du poumon chez l'homme et du cancer du col chez la femme.

### **Cette publication vous aidera à :**

- ▶ observer les tendances nationales et provinciales depuis 25 ans pour plus de 20 formes de cancer;
- ▶ suivre l'évolution au niveau national par tranche d'âge de 5 ans;
- ▶ consulter des données annuelles regroupées, dont certaines n'ont jamais été publiées au niveau national;
- ▶ repérer des domaines qui se prêtent à d'autres travaux de recherche.

La publication *Incidence du cancer au Canada* s'appuie sur les données fournies par les registres provinciaux et territoriaux du cancer, y compris les données détaillées qui sont disponibles depuis peu au niveau national. Elle vous fournira les données de référence dont vous avez besoin pour suivre le progrès de la lutte contre le cancer.

Grâce à la présentation détaillée de données regroupées, *Incidence du cancer au Canada* est un ouvrage de référence inestimable pour quiconque planifie, établit, exécute ou évalue des programmes de lutte contre le cancer, prépare des documents didactiques ou effectue des travaux de recherche sur le cancer.

La publication *Incidence du cancer au Canada* (n° 82-566XPB au catalogue) coûte 42 \$ (plus la TPS et la TVP applicable) au Canada, et 42 \$US aux États-Unis et dans les autres pays.

#### **Pour commander**

Écrivez à Statistique Canada, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) K1A 0T6. Composez sans frais le 1-800-267-6677. Par télécopieur, composez le 1-800-889-9734 et faites porter à votre compte Visa ou MasterCard. Ou adressez-vous au centre de consultation de Statistique Canada le plus proche (consultez la liste des adresses). Courrier électronique : [order@statcan.ca](mailto:order@statcan.ca).

