



N° 82-003-XIF au catalogue

# Rapports sur la santé

Automne 1998 Volume 10 N° 2

- Comportements à risques
- Mélanome
- Crise cardiaque
- Risques de retard de croissance intra-utérin
- Mortalité foétale et infantile au Québec



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 ordiolinguistique et le système d'extraction de Statistique Canada.

## Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à :

Halifax	(902) 426-5331	Regina	(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 Web : <http://www.statcan.ca>

Un service d'appel interurbain sans frais est offert à **tous les utilisateurs qui habitent à l'extérieur des zones de communication locale** des centres de consultation régionaux.

<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>Numéro pour commander seulement (Canada et États-Unis)</b>	<b>1 800 267-6677</b>

## Renseignements sur les commandes et les abonnements

### Les prix ne comprennent pas les taxes de vente

Le produit n° 82-003-XPB au catalogue paraît (périodicité) en version imprimée standard. Au Canada, un numéro coûte 35 \$ et un abonnement d'un an coûte 116 \$. À l'extérieur du Canada, un numéro coûte 35 \$US et un abonnement d'un an coûte 116 \$US. Veuillez commander par la poste, en écrivant à Statistique Canada, Division de la diffusion, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; par téléphone, en composant le **(613) 951-7277** ou le **1 800 770-1033**; par télécopieur, en composant le **(613) 951-1584** ou le **1 800 889-9734**; ou par Internet, en vous rendant à « [order@statcan.ca](mailto:order@statcan.ca) ». Lorsque vous signalez un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresses. On peut aussi se procurer les produits de Statistique Canada auprès des agents autorisés, dans les librairies et dans les bureaux régionaux de Statistique Canada.

On peut aussi se procurer ce produit sur Internet (n° 82-003-XIF au catalogue). Un numéro coûte 26 \$CAN et un abonnement d'un an coûte 87 \$CAN. Pour obtenir un numéro de ce produit ou s'y abonner, les utilisateurs sont priés de se rendre à [http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/feepub\\_f.cgi](http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/feepub_f.cgi).

## Normes de service à la clientèle

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

**Automne 1998 Volume 10 N° 2**

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 1998

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.

Octobre 1998

N° 82-003-XPB au catalogue, vol. 10, n° 2  
ISSN 0840-6529

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 10, n° 2  
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

---

## **Note de reconnaissance**

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

## **SIGNES CONVENTIONNELS**

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

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

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



## Au sujet des Rapports sur la santé

### **Rédactrice en chef**

Marie P. Beaudet

### **Rédactrice principale**

Mary Sue Devereaux

### **Rédacteurs**

Barbara Riggs

Jason Siroonian

### **Rédacteurs adjoints**

Hélène Aylwin

Claudio Pérez

### **Chargée de production**

Renée Bourbonnais

### **Production et composition**

Bernie Edwards

Agnes Jones

Micheline Pilon

### **Vérification des données**

Dan Lucas

### **Administration**

Donna Eastman

### **Rédacteurs associés**

Owen Adams

Gary Catlin

Arun Chockalingham

Gerry Hill

Elizabeth Lin

Nazeem Muhajarine

Yves Péron

Eugene Vayda

Kathryn Wilkins

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

Gary Catlin, président

Pamela White

Larry Swain

Marie P. Beaudet

Martha Fair

Cyril Nair

Ghislaine Villeneuve

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* et des *Données disponibles*. Les *Travaux de recherche* présentent des analyses approfondies et sont soumis à un examen anonyme par des pairs. Ils sont répertoriés dans Index Medicus et MEDLINE. Les *Données disponibles* sont des résumés de données récentes sur la santé produites par la Division 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) 951-7025. Télécopieur : (613) 951-0792. Courrier électronique : [hlthrept@statcan.ca](mailto:hlthrept@statcan.ca).

## **Demandes de réimpression**

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

## **Version électronique**

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

## **Recommandation concernant les citations**

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

### **Exemple :**

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

Travaux de recherche

Comportement à risque multiple chez les adolescents et les jeunes adultes ..... 9

*Bien que la plupart des jeunes gens fassent l'expérience d'au moins une habitude potentiellement dangereuse, une minorité d'entre eux en adapteront plusieurs.*

Nancy L. Galambos et Lauree C. Tilton-Weaver

Tendances actuelles et futures en matière d'hospitalisation après une crise cardiaque ..... 23

*En 1993-1994, les patients souffrant d'un infarctus aigu du myocarde ont été hospitalisés en moyenne 14,6 jours.*

Helen Johansen, Cyril Nair et Gregory Taylor

Évolution des tendances de l'incidence du mélanome et de la mortalité par ce cancer ..... 33

*Après avoir augmenté régulièrement pendant des années, les taux d'incidence du mélanome et de mortalité par ce cancer se sont stabilisés dus à la baisse des taux chez les plus jeunes.*

Leslie A. Gaudette et Ru-Nie Gao

Niveau de scolarité de la mère et facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin ..... 47

*Le niveau de scolarité de la mère et l'usage du tabac pendant la grossesse semblent influencer indépendamment l'un de l'autre sur le risque de retard de croissance intra-utérin.*

Wayne J. Millar et Jiajian Chen

Niveau de scolarité de la mère et mortalité fœtale et infantile au Québec ..... 57

*Si toutes les mères vivant au Québec avaient eu un niveau de scolarité d'au moins 14 années d'études, un cinquième de toutes les morts fœtales et infantiles et près d'un tiers des morts post-néonatales auraient pu être évitées.*

Jiajian Chen, Martha Fair, Russell Wilkins, Margaret Cyr et le Groupe d'études de la mortalité fœtale et infantile du Système canadien de surveillance périnatale

Errata ..... 71

.....

**Données disponibles**

Naissances, 1996 ..... 75

**Pour commander  
les publications**

..... 81

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





# Travaux de recherche

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

# Comportement à risque multiple chez les adolescents et les jeunes adultes

Nancy L. Galambos et Laaree C. Tilton-Weaver

## Résumé

### Objectifs

Le présent article porte sur la fréquence de quatre comportements à risque chez les adolescents et les jeunes adultes : le tabagisme, l'abus d'alcool, les relations sexuelles avec plusieurs partenaires et les relations sexuelles sans condom.

### Source des données

Les données proviennent d'un supplément à l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 parrainé par Santé Canada. L'analyse repose sur les réponses de 905 personnes âgées de 15 à 19 ans et de 1 055 personnes âgées de 20 à 24 ans.

### Techniques d'analyse

On a fait des estimations de la fréquence des quatre comportements à risque pour les hommes et les femmes de chaque groupe d'âge. On a établi un indice du comportement à risque multiple en additionnant les données sur les quatre comportements à risque. On s'est servi d'un modèle de régression hiérarchique multiple pour examiner les liens entre des ensembles de variables et le comportement à risque multiple.

### Principaux résultats

Le comportement à risque multiple est plus fréquent chez les jeunes qui n'ont jamais été mariés, qui ne sont pas aux études et qui ne vivent pas avec un parent. Un sentiment de détresse est positivement lié au comportement à risque multiple, tandis que l'assiduité aux offices religieux y est négativement liée.

### Mots-clés

Comportement à risque, adolescence, tabagisme, consommation d'alcool, partenaires sexuels, condoms.

### Auteurs

Nancy L. Galambos (250) 721-7548, galambos@uvic.ca et Laaree C. Tilton-Weaver travaillent au département de psychologie de l'Université de Victoria, Victoria, Canada V8W 3P5.

La recherche a été financée par le Programme national de recherche et de développement en matière de santé de Santé Canada.

La jeunesse est une époque d'expérimentation, même — et peut-être surtout — si les activités en question comportent un élément de risque. Un sentiment d'invincibilité et de bravade peut augmenter l'attrait des comportements que désapprouvent les adultes. Mais les jeunes ne sont pas tous susceptibles dans la même mesure de se livrer à des activités qui peuvent compromettre leur santé et leur sécurité. La situation de certains adolescents et jeunes adultes semblent les dissuader de prendre des risques, tandis qu'elle semble en inciter d'autres à adopter des pratiques potentiellement dangereuses.

Les comportements à risque, qui font généralement surface pendant l'adolescence, ont d'importantes répercussions sur la santé psychologique et physique des individus, à court terme comme à long terme. Certains comportements dont on fait l'essai pendant l'adolescence ne sont pas nécessairement abandonnés à l'âge adulte. De plus, certaines pratiques, comme la conduite avec facultés affaiblies, posent des risques pour la santé des autres. Étant donné que ces activités entraînent des coûts économiques

## Méthodologie

### Source des données

L'analyse que renferme le présent article est fondée sur la composante des ménages d'un supplément, parrainé par Santé Canada, à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada de 1994-1995 portant sur les 10 provinces. Le volet institutionnel de l'enquête, qui concerne les résidents des hôpitaux de soins de longue durée a été exclu de la présente analyse.

La composante des ménages de l'échantillon de l'ENSP comprenait 27 263 ménages, dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. Après un tri de sélection pour que l'échantillon continue d'être représentatif,<sup>1</sup> 20 725 ménages sont restés dans le champ d'enquête.

Une personne bien informée de chaque ménage participant a fourni des renseignements généraux sur les caractéristiques socio-démographiques et la santé de chacun des membres du ménage. Au total, on a recueilli des données se rapportant à 58 439 personnes. (Cette base de données constitue le « Fichier général ».) De plus, on a choisi au hasard une personne dans chacun des 20 725 ménages participants afin qu'elles fournissent des renseignements détaillés sur leur propre santé. Dans 18 342 de ces ménages, la personne choisie avait au moins 12 ans. Le taux de réponse aux questions détaillées sur la santé chez les personnes de 12 ans ou plus atteint 96,1 % ou 17 626 personnes. (La base de données ainsi constituée, le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé ainsi que les données du Fichier général pour ces personnes.)

Parmi les 17 626 personnes choisies au hasard et âgées de 12 ans ou plus, 14 786 personnes étaient des membres admissibles du panel longitudinal de l'ENSP. Ces personnes étaient aussi admissibles au supplément de Santé Canada. Le taux de réponse s'appliquant aux questions parrainées par Santé Canada était de 90,6 %. (Le « Fichier supplément » englobe la base de données comprenant les renseignements du supplément de Santé Canada ainsi que les données du Fichier général et du Fichier santé à propos de ces personnes.)

Dans cet article, l'analyse des comportements à risque chez les jeunes adultes est fondée sur les questions du supplément de Santé Canada. Les données concernent 905 personnes âgées de 15 à 19 ans (431 hommes et 474 femmes) et 1 055 personnes âgées de 20 à 24 ans (489 hommes et 566 femmes).

Les données sur les accidents mortels d'automobile de 1994 sont extraites de la Base canadienne de données sur l'état civil, et les données sur les accusations pour conduite avec facultés affaiblies en 1996 proviennent du Centre canadien de la statistique juridique de Statistique Canada.

### Techniques d'analyse

On a sélectionné quatre comportements à risque couramment étudiés dans le Fichier supplément de l'ENSP : le tabagisme, l'abus d'alcool, les relations sexuelles avec plusieurs partenaires et les relations sexuelles sans condom (voir *Comportements à risque et Limites*). On a dichotomisé chaque comportement selon qu'il y a risque(1) ou non (0), puis l'on a établi un indice du *comportement à risque multiple* en additionnant les valeurs de ces quatre comportements. Les scores allaient de 0 (aucun comportement à risque) à 4 (quatre comportements à risque). On a attribué un score uniquement aux personnes pour lesquelles nous avons toutes les données sur les quatre comportements à risque. Ainsi, l'on n'a pas attribué de score à 3,2 % des personnes interrogées (4,2 % des hommes et 2,3 % des femmes).

On a utilisé un modèle de régression hiérarchique multiple pour examiner les liens entre des ensembles de variables choisies (voir l'annexe A, *Variables indépendantes*), qui pouvaient faciliter ou entraver l'adoption d'habitudes potentiellement nocives, et l'indice du comportement à risque multiple. Après avoir tenu compte des effets des variables socio-démographiques de la cohorte à l'étape 1 et du revenu des ménages à l'étape 2, on a introduit à l'étape 3, les variables du rôle social (l'état matrimonial, le statut d'étudiant, l'emploi et le fait de vivre avec au moins un parent). À la quatrième étape, on a introduit un ensemble de facteurs de risque individuels (la détresse, le fait d'être malheureux et la faible estime de soi), qui augmentent généralement la probabilité d'adopter un comportement à risque. Puis, à l'étape 5, ce fut un ensemble de facteurs de protection individuels (maîtrise de la situation, soutien social et assiduité aux offices religieux), qui diminuent généralement la probabilité d'adopter un comportement à risque. À chaque étape, on s'est servi d'un test F pour évaluer la signification de la proportion de la variance du comportement à risque multiple expliquée par les variables en question. Le changement de valeur du  $R^2$  multiple indique la proportion de la variance expliquée par les variables prises en compte dans l'étape. Des coefficients de régression sont fournis pour chaque variable dans le cadre du modèle complet (non hiérarchique) et mis à l'essai pour déterminer s'il s'agit d'une variable prédictive significative du comportement à risque multiple, en tenant compte de toutes les autres variables indépendantes. On a utilisé des tests unilatéraux de signification, car les hypothèses sont directionnelles.

Comme le comportement à risque multiple est plus fréquent chez les hommes, on a calculé des régressions hiérarchiques séparément pour les hommes et les femmes. On a estimé des erreurs-types à l'aide de la technique du « Jackknife » afin de prendre en considération la complexité du plan d'échantillonnage. On a éliminé de l'analyse les personnes pour lesquelles on ne disposait d'aucune donnée c'est-à-dire 113 hommes (12,3 %) et 95 femmes (9,1 %).

et sociaux considérables pour la santé et le bien-être des individus et de la société, il est important de comprendre la mesure dans laquelle les jeunes s'y adonnent au niveau national.

## Comportements à risque

Le risque relatif au *tabagisme* a été établi à l'aide des réponses à une seule question de l'ENSP, à savoir : « Actuellement, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais? » La valeur 0 a été attribuée aux personnes qui ne fumaient jamais, et la valeur 1 à celles qui ont dit fumer occasionnellement ou chaque jour. Tous ont répondu à cette question.

Pour ce qui est de l'*abus d'alcool*, deux questions ont servi d'indicateur. Les personnes devaient tout d'abord répondre à la question suivante : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous bu un verre de bière, de vin, de spiritueux ou toute autre boisson alcoolisée? » La valeur 0 a été attribuée aux personnes qui n'avaient pas bu un verre d'alcool dans les 12 derniers mois. On a ensuite posé la question suivante aux personnes qui avaient bu un verre d'alcool : « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous bu cinq verres ou plus d'alcool à une même occasion? » La valeur 0 a été attribuée à ceux qui n'avaient jamais bu cinq verres d'alcool au cours d'une même occasion. La valeur 1 a été attribuée aux personnes à qui c'était arrivé au cours des 12 derniers mois. Vingt-deux personnes (1,1 % de l'échantillon) n'ont pas répondu à cette question.

Pour ce qui est des *relations sexuelles avec plusieurs partenaires*, on s'est servi des réponses à la question suivante : « Combien de partenaires sexuels avez-vous eus dans les 12 derniers mois? » La valeur 0 a été attribuée aux personnes qui n'ont eu qu'un seul partenaire ou qui n'en ont eu aucun, tandis que la valeur 1 a été attribuée à celles qui en ont eu deux ou plus. Quarante et une personnes (2,1 %) n'ont pas répondu à la question.

En ce qui concerne les *relations sexuelles sans condoms*, deux questions ont été utilisées. Premièrement, la valeur 0 a été attribuée aux personnes qui n'ont eu aucun partenaire sexuel dans les 12 derniers mois et à celles qui ont déclaré avoir eu un seul partenaire sexuel et qui étaient mariées, vivaient en union libre, étaient divorcées ou étaient veufs ou veuves (la question sur l'utilisation de condoms n'a pas été posée à ces personnes). Puis, la question suivante a été posée à toutes les autres personnes : « Au cours de la dernière année, lors de vos relations sexuelles, est-ce que vous ou votre partenaire utilisiez des condoms? » (Toujours, parfois, jamais). La valeur 0 a été attribuée aux personnes qui utilisaient toujours des condoms, et la valeur 1 à celles qui n'en utilisaient jamais ou qui n'en utilisaient qu'occasionnellement. Quarante et une personnes (2,1%) n'ont pas répondu à la question.

Bien que la plupart des jeunes fassent l'expérience d'au moins une habitude potentiellement dangereuse, une minorité d'entre eux en adopteront plusieurs. La situation des personnes qui ont un comportement à risque multiple est particulièrement préoccupante, puisqu'ils sont les plus susceptibles de contracter des problèmes de santé immédiats et à long terme. Toutefois, on sait relativement peu de choses sur la fréquence du comportement à risque multiple pendant l'adolescence et le début de la vie adulte.

Le présent article utilise les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1994-1995 pour examiner la fréquence de quatre comportements à risque chez les hommes et les femmes de 15 à 19 ans et de 20 à 24 ans (voir *Méthodologie*). Ces quatre comportements à risque sont le tabagisme, les abus d'alcool, les relations sexuelles avec plusieurs partenaires et les relations sexuelles sans condoms.

Grâce à ces indicateurs, il est possible d'établir un indice du comportement à risque multiple qui s'éloigne de l'approche plus courante limitée à une seule variable et ne concernant qu'un seul comportement. De cette façon, l'indice témoigne dans une certaine mesure de la complexité du comportement à risque multiple due à la cooccurrence des comportements individuels.<sup>2-4</sup> Des analyses de régression hiérarchique multiple ont permis de déterminer la mesure dans laquelle un ensemble de variables socio-démographiques, de rôles sociaux et de variables personnelles peuvent expliquer la variance mise au jour par cet indice. Les variables indépendantes ont été choisies parce qu'elles ont tendance à accroître la probabilité d'adopter un comportement à risque multiple ou, au contraire, parce qu'elles constituent des facteurs de protection qui diminuent cette probabilité.

## Tabagisme

Une proportion considérable de jeunes fument chaque jour ou à l'occasion. Tout comme des enquêtes précédentes menées au Canada et dans d'autres pays occidentaux,<sup>5,6</sup> l'ENSP de 1994-1995 montre que, à la fin de l'adolescence et au début de la vingtaine, les femmes sont plus susceptibles que

les hommes de fumer chaque jour ou à l'occasion (graphique 1). De 15 à 19 ans, le taux de tabagisme chez les femmes atteint 30 %, tandis qu'il atteint 28 % pour les hommes. Les taux sont plus élevés chez les 20 à 24 ans : 40 % pour les femmes et 33 % pour les hommes.

### Abus d'alcool

Les abus d'alcool sont encore plus courants que l'usage du tabac chez les adolescents et les jeunes adultes. En fait, ils constituent le problème de comportement le plus omniprésent pendant l'adolescence et les premières années de la vie adulte.<sup>7</sup> Toutefois, contrairement au tabagisme, ce comportement a tendance à être plus fréquent chez les jeunes hommes que chez les jeunes femmes.

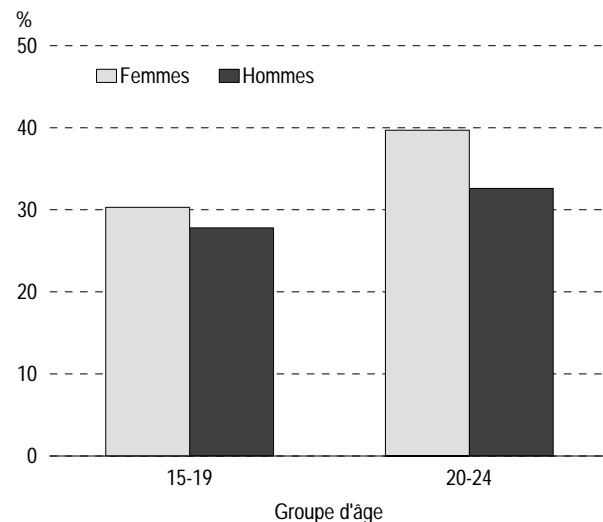
Entre 15 et 19 ans, 52 % des hommes et 35 % des femmes déclarent avoir bu cinq verres d'alcool ou plus lors d'une même occasion au cours des douze mois précédant l'étude (graphique 2). La majorité des hommes ou des femmes de 20 à 24 ans interrogés, soit 73 % des hommes et 51 % des femmes, sont dans le même cas. De surcroît, si on ne retient que ceux et celles qui déclarent avoir bu

dans l'année précédente, les proportions augmentent considérablement. De 15 à 19 ans, 71 % des hommes et 50 % des femmes déclarent avoir fait un abus d'alcool. Chez les jeunes adultes, les pourcentages correspondants s'établissent à 81 % et 61 %.

### Relations sexuelles avec plusieurs partenaires

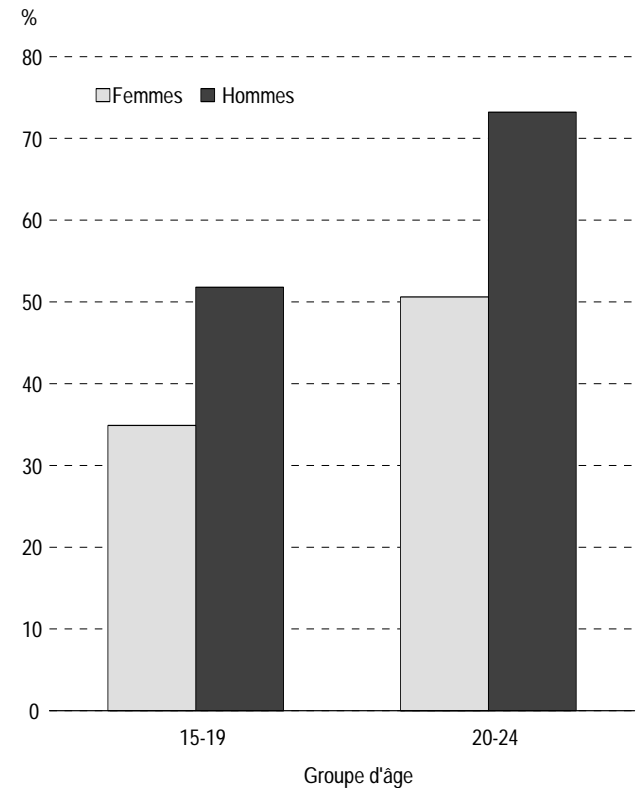
La fréquence des relations sexuelles chez les jeunes est semblable chez les garçons et les filles. Chez les jeunes de 15 à 19 ans, 44 % des hommes et 43 % des femmes ont eu au moins un partenaire sexuel au cours de l'année précédente. Les pourcentages sont plus élevés chez les jeunes adultes mais, ici encore, il y a peu de différence entre les hommes (78 %) et les femmes (81 %).

Graphique 1  
Prévalence du tabagisme chez les 15 à 24 ans, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1994-1995



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

Graphique 2  
Prévalence des abus d'alcool au cours de l'année précédente chez les 15 à 24 ans, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1994-1995



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



La différence est toutefois considérable pour ce qui est des relations sexuelles avec plusieurs partenaires. De 15 à 19 ans, 21 % des hommes disent avoir eu au moins deux partenaires au cours de l'année précédente, par comparaison à 13 % seulement pour les femmes. La disparité persiste chez les jeunes adultes : 27 % des hommes contre 16 % des femmes. La fréquence plus élevée des relations sexuelles avec plusieurs partenaires chez les jeunes adultes s'explique en partie par les taux généralement plus élevés d'activité sexuelle chez ce groupe.

En fait, si on tient compte uniquement de ceux qui ont une vie sexuelle active, les adolescents sont plus susceptibles que les jeunes adultes d'avoir plusieurs partenaires (graphique 3). Chez les hommes sexuellement actifs, 47 % des 15 à 19 ans déclarent avoir eu au moins deux partenaires, alors que ce pourcentage n'est que de 35 % pour les 20 à 24 ans. Quant aux femmes sexuellement actives, les proportions correspondantes sont de 32 % et 20 %.

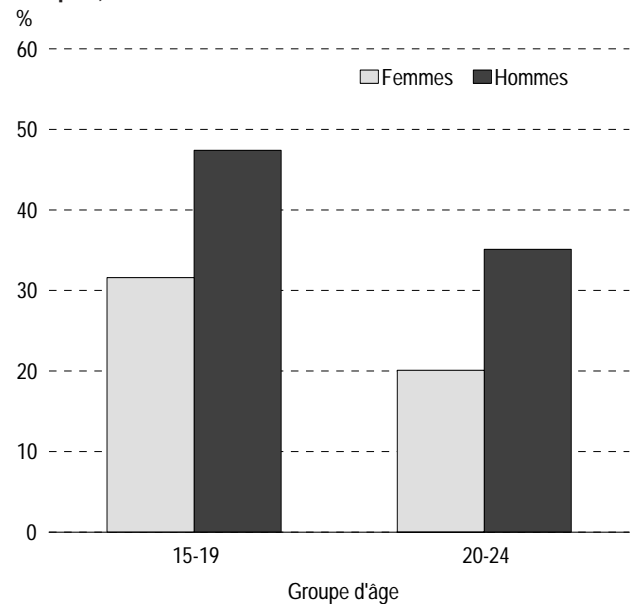
### Utilisation de condoms

L'utilisation de condoms pendant les relations sexuelles est un moyen de prévenir les grossesses non désirées et de réduire les risques de contracter des maladies transmises sexuellement. Les jeunes femmes disent plus souvent que les jeunes hommes qu'elles n'utilisent pas de condoms. Chez les 15 à 19 ans ayant une vie sexuelle active (à l'exception des personnes qui n'ont qu'un seul partenaire *et* qui étaient mariées ou divorcées, de celles qui vivaient en union libre ou des veufs ou des veuves) 51 % des femmes mais seulement 29 % des hommes déclarent avoir eu des relations sexuelles sans condoms au cours de l'année précédente. Les pourcentages des 20 à 24 ans qui n'utilisent pas de condoms sont plus élevés, mais la différence entre les deux sexes est plus faible : 53 % et 44 % (graphique 4).

Ces chiffres laissent penser qu'un nombre considérable de jeunes peuvent se mettre eux-mêmes dans des situations comportant des risques, particulièrement si l'on tient compte du fait que nombre d'entre eux ont plus d'un partenaire. En

Graphique 3

**Pourcentage des 15 à 24 ans sexuellement actifs<sup>†</sup> qui avaient au moins deux partenaires au cours de l'année précédente, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1994-1995**

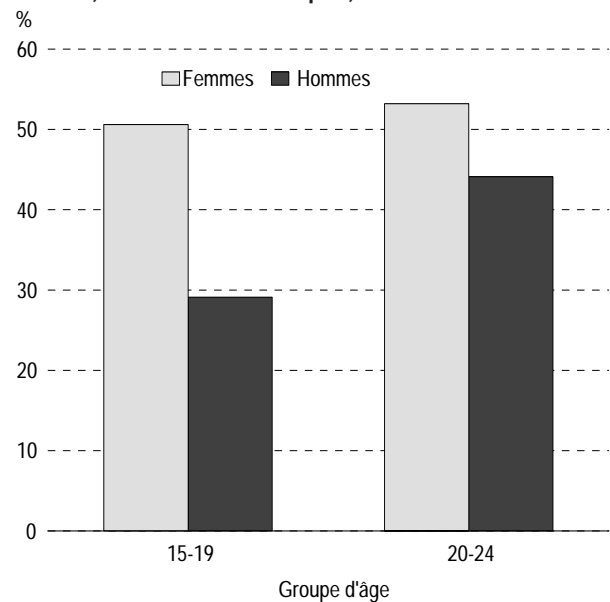


**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995, Fichier supplément

<sup>†</sup> Au moins un partenaire sexuel au cours de l'année précédente.

Graphique 4

**Pourcentage des 15 à 24 ans sexuellement actifs<sup>†</sup> qui n'ont pas utilisé de condoms ou qui en ont parfois utilisé au cours de l'année précédente, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1994-1995**



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

**Nota :** On n'a pas tenu compte dans les calculs des personnes mariées ou divorcées, des conjoints de fait ou des veufs ou veuves avec un seul partenaire sexuel.

<sup>†</sup> Au moins un partenaire sexuel au cours de l'année précédente.

vérité, 21% des hommes de 20 à 24 ans sexuellement actifs déclarent avoir eu plusieurs partenaires et ne pas avoir utilisé de condoms au cours de l'année précédente (graphique 5).

### Comportement à risque multiple

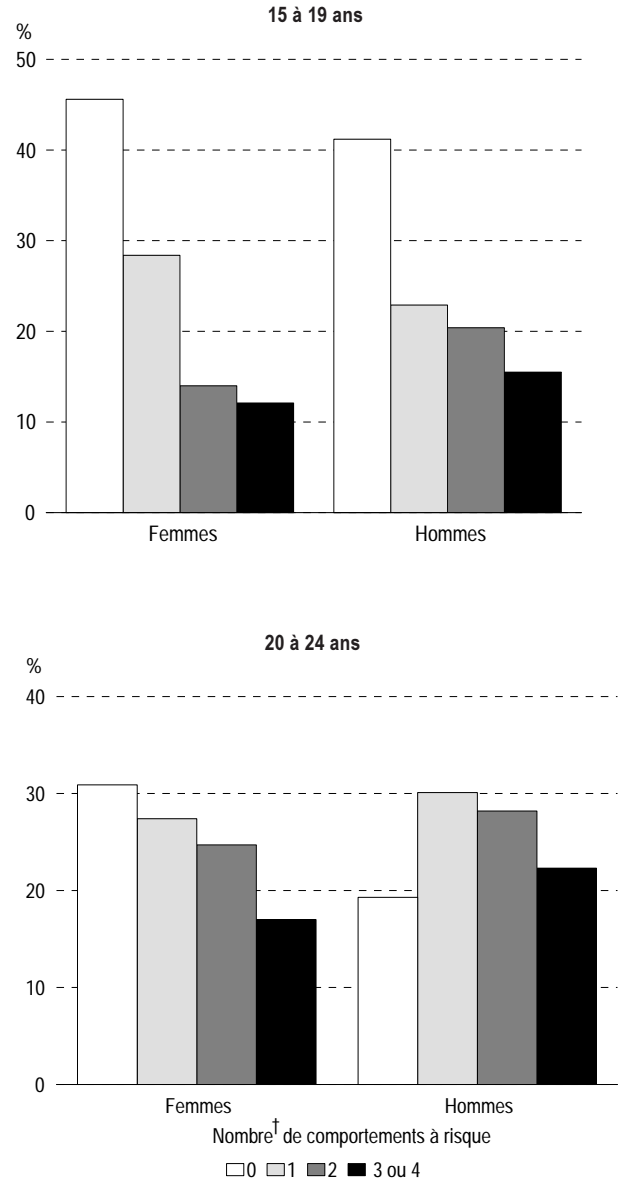
La majorité des adolescents et des jeunes adultes se livrent à au moins une des quatre activités potentiellement nocives, et un pourcentage considérable d'entre eux se livrent à deux de ces activités ou plus (graphique 6). La fréquence de ce comportement à risque multiple augmente avec l'âge et est plus courante chez les hommes que chez les femmes.

Selon l'ENSP de 1994-1995, les hommes de 20 à 24 ans sont ceux qui courent le plus de risques — 22 % déclarent s'être livrés à au moins trois de ces activités à risque au cours de l'année précédente. Un pourcentage plus faible de femmes de ce groupe d'âge (17 %) déclarent la même chose. D'autre part, 19 % des hommes et 31 % des femmes âgés de 20 à 24 ans disent n'avoir aucun de ces comportements.

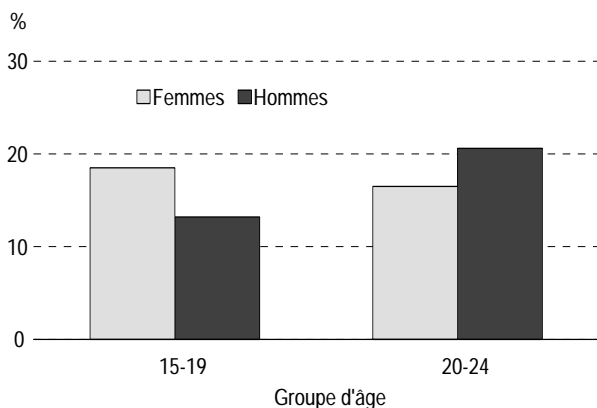
Chez les adolescents, le comportement à risque multiple est moins courant. Plus de 40 % d'entre

eux se sont livrés à aucune de ces activités au cours de l'année précédente. Malgré cela, 16 % des garçons et 12 % des filles signalent avoir eu au moins trois de ces comportements.

Graphique 6  
Répartition en pourcentage du nombre de comportements à risque chez les 15 à 24 ans, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1994-1995



Graphique 5  
Pourcentage des 15 à 24 ans sexuellement actifs† qui ont eu au moins deux partenaires sexuels et qui n'ont pas utilisé de condoms au cours de l'année précédente, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1994-1995



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

Nota : On n'a pas tenu compte dans les calculs des personnes mariées ou divorcées, des conjoints de fait ou des veufs ou veuves avec un seul partenaire sexuel.

† Au moins un partenaire sexuel au cours des 12 derniers mois.

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

† Total des quatre comportements : usage quotidien ou occasionnel du tabac, au moins un abus d'alcool au cours de l'année précédente, deux partenaires sexuels ou plus au cours de l'année précédente, non-utilisation de condoms ou utilisation occasionnelle.

## Modèles

Le comportement à risque des jeunes a tendance à suivre des modèles précis. Par exemple, près de la moitié de toutes les femmes de 15 à 24 ans qui se sont livrées à une seule activité à risque disent faire un abus d'alcool et environ le tiers, fumer. Pour ce qui est des hommes qui se sont livrés à une seule activité à risque, l'abus d'alcool est de loin le comportement à risque le plus courant, signalé par 80 % d'entre eux (tableau 1).

Compte tenu de ce qui précède, il n'est pas surprenant de constater que la combinaison la plus courante chez les hommes et chez les femmes est l'usage du tabac et l'abus d'alcool. Toutefois, un nombre presque égal d'hommes déclarent faire des abus d'alcool et avoir l'un des deux comportements sexuels à risque.

Tableau 1  
Structure des comportements à risque chez les 15 à 24 ans, Canada, territoires non compris, 1994-1995

Structure du comportement à risque	% du total		% dans la catégorie	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>		
<b>Aucun comportement à risque</b>	<b>39</b>	<b>32</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
Un comportement à risque	<b>28</b>	<b>26</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
Tabagisme			33	--
Abus d'alcool			48	80
Comportement sexuel à risque (plusieurs partenaires ou non-utilisation de condoms)			19 <sup>†</sup>	--
<b>Deux comportements à risque</b>	<b>19</b>	<b>24</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
Tabagisme et abus d'alcool			45	49
Abus d'alcool et un des comportements sexuels à risque			32	46
Toutes les autres combinaisons			23 <sup>†</sup>	--
<b>Trois comportements à risque</b>	<b>9</b>	<b>14</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
Tabagisme et abus d'alcool et un des comportements sexuels à risque			80	74
Les deux comportements sexuels à risque et tabagisme ou abus d'alcool			--	26 <sup>†</sup>
<b>Quatre comportements à risque</b>	<b>5<sup>†</sup></b>	<b>5<sup>†</sup></b>	<b>100</b>	<b>100</b>

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

† Estimation établie sous réserve d'une variabilité d'échantillonnage élevée.

-- Nombre infimes

## Facteurs dissuasifs et facteurs incitatifs

Les jeunes de 15 à 24 ans ne sont pas tous également susceptibles d'avoir un comportement à risque multiple. Un certain nombre de caractéristiques démographiques, socio-économiques et individuelles semblent être associées à un tel comportement. Certains de ces facteurs le favorisent, tandis que d'autres font office d'agents de dissuasion.

Tableau 2

Résultats de l'analyse de régression permettant de prévoir un comportement à risque multiple à partir de variables socio-démographiques, des rôles sociaux et de variables individuelles, femmes de 15 à 24 ans, Canada, territoires non compris, 1994-1995

Variable	b	se	bêta	Change-ment R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> corrigé
<b>Cohorte<sup>†</sup></b>	,079	,125	,034	,020***	,019***
<b>Revenu<sup>†</sup></b>	-,028	,020	-,063	,014***	,031***
<b>Rôles sociaux</b>				,111***	,139***
Jamais marié(e)	,838***	,152	,280***		
Étudiant(e)	-,592***	,123	-,248***		
Ayant un emploi	,067	,094	,028		
Vit avec au moins un de ses parents	-,461**	,143	-,195***		
<b>Facteurs de risque individuels</b>				,030***	,167***
Détresse	,057***	,015	,182***		
D'être malheureux	-,024	,095	-,012		
Estime de soi	,018	,017	,051		
<b>Facteurs de protection individuels</b>				,047***	,212***
Contrôle	-,016	,012	-,053		
Soutien social	,110	,082	,044		
Assiduité aux offices religieux	-,573***	,103	-,209***		
<b>Intercept</b>	,634				
<b>Total R<sup>2</sup></b>	,22***				

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

Nota : b = coefficient de régression non uniformisé. Bêta = coefficient de régression uniformisé. Se = erreur-type (technique du «Jackknife»). Les coefficients de régression et les erreurs-types concernent le modèle de régression complet (en tenant compte de toutes les variables). Le changement de R<sup>2</sup> est présenté pour chaque bloc de variables prédictives introduites de façon hiérarchique aux étapes indiquées en gras. L'échantillon comporte 945 personnes, après suppression de certaines personnes de la liste.

† Le coefficient de régression pour cette variable était significatif la première fois que la variable a été introduite dans l'analyse de régression hiérarchique. Dans le modèle final, en tenant compte de toutes les autres variables, il n'est plus significatif.

\* p < 0,05

\*\* p < 0,01

\*\*\* p < 0,001

F(12, 932) = 22,17; p < 0,001



## Limites

L'un des points forts de cette recherche est l'agrégation de plusieurs comportements à risque pour former un indice du comportement à risque multiple. Cet indice n'est cependant pas sans lacune. Les quatre comportements à risque individuels (tabagisme, abus d'alcool, relations sexuelles avec plusieurs partenaires et relations sexuelles sans condoms) ont été dichotomisés avant de former l'indice agrégé. Cette façon de procéder réduit nécessairement l'écart-type, ce qui limite la variance pouvant être expliquée par les variables explicatives dans l'équation de régression.

La décision de dichotomiser les variables est fondée sur plusieurs facteurs, y compris le fait que deux variables (tabagisme et relations sexuelles sans condoms) étaient assorties de trois choix de réponse seulement. Dans le cas du tabagisme, la répartition naturelle des réponses indiquait que la vaste majorité des personnes interrogées fumaient tous les jours ou ne fumaient jamais (très peu d'entre elles ont dit fumer occasionnellement). La dichotomisation de ce comportement était donc un choix raisonnable. Même si l'abus d'alcool et les relations sexuelles avec plusieurs partenaires auraient pu être représentés à l'aide de variables continues, les répartitions auraient été désaxées vers la droite. Certains cas étaient si extrêmes que les résultats de l'équation de régression auraient probablement été faussés si on avait utilisé des mesures continues. Compte tenu des différentes réponses possibles pour chaque comportement à risque, des répartitions des comportements distincts et de la nécessité d'uniformiser les comportements à risque pour établir l'indice agrégé, la dichotomisation semblait la meilleure solution. Dans certains cas particuliers, les textes montrent qu'il n'est pas rare que les chercheurs aient recours à des variables dichotomiques pour indiquer l'absence ou la présence d'un comportement à risque.<sup>9,10</sup>

Dans le même ordre d'idées, le point de démarcation utilisé pour définir le risque est nécessairement quelque peu arbitraire.<sup>9</sup> Ainsi, dans la présente analyse, on définit le risque de faire un abus d'alcool comme un épisode d'abus d'alcool au cours de l'année précédente, ce que l'on pourrait considérer comme une définition trop large du risque. En outre, ce ne sont pas tous les auteurs qui considèrent risqué le fait d'avoir eu seulement deux partenaires sexuels au cours de la dernière année. Des définitions admises par tous n'existent pas, toutefois il est probable qu'il en sera ainsi tant que les chercheurs n'utiliseront pas des questions et des mesures uniformisées du comportement à risque dans toutes les études. Les lecteurs doivent faire preuve de prudence dans l'interprétation des résultats de cette analyse, en étant parfaitement conscients de la façon dont le comportement à risque multiple a été défini et mesuré.

Enfin, les équations de régression qui prédisent le comportement à risque multiple laissent d'importantes parties de la variance inexpliquées (78 % pour les femmes et 82 % pour les hommes). Néanmoins, la variance expliquée dans l'analyse correspond aux autres grandes enquêtes transversales portant sur les comportements à risque chez les adolescents et les jeunes adultes.<sup>2,8,11</sup>

On constate que les 20 à 24 ans ont de plus hauts niveaux de comportement à risque multiple que les 15 à 19 ans (tableaux 2 et 3). Toutefois, la différence d'âge n'est plus statistiquement significative lorsqu'on tient compte de toutes les autres variables, surtout parce que plusieurs variables associées au rôle social (c'est-à-dire le fait de n'avoir jamais été

Tableau 3  
Résultats de l'analyse de régression permettant de prévoir un comportement à risque multiple à partir de variables socio-démographiques, des rôles sociaux et de variables individuelles, hommes de 15 à 24 ans, Canada, territoires non compris, 1994-1995

Variable	b	se	bêta	Change- ment R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> corrigé
<b>Cohorte<sup>†</sup></b>	,145	,124	,061	,040***	,039***
<b>Revenu<sup>‡</sup></b>	,043*	,023	,092*	,001	,039***
<b>Rôles sociaux</b>				,073***	,108***
Jamais marié(e)	,488**	,178	,131**		
Étudiant(e)	-,579***	,133	-,239***		
Ayant un emploi	,063	,116	,026		
Vit avec au moins un de ses parents)	-,405**	,164	-,155**		
<b>Facteurs de risque individuels</b>				,027***	,132***
Détresse	,031*	,018	,088*		
D'être malheureux	,155	,103	,077		
Estime de soi	-,013	,022	-,031		
<b>Facteurs de protection individuels</b>				,037***	,166***
Contrôle	,003	,018	,009		
Soutien social	-,196	,157	-,080		
Assiduité aux offices religieux	-,528***	,129	-,179***		
<b>Coordonnée à l'origine</b>	1 845				
<b>Total R<sup>2</sup></b>				,18***	

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

Nota : b = coefficient de régression non uniformisé. Bêta = coefficient de régression uniformisé. Se = erreur-type (technique du «Jackknife»). Les coefficients de régression et les erreurs-types concernent le modèle de régression complet (en tenant compte de toutes les variables). Le changement de R<sup>2</sup> est présenté pour chaque bloc de variables prédictives introduites de façon hiérarchique aux étapes indiquées en gras. L'échantillon comporte 807 personnes après suppression de certaines personnes de la liste.

† Le coefficient de régression pour cette variable était significatif la première fois que la variable a été introduite dans l'analyse de régression hiérarchique. Dans le modèle final en tenant compte de toutes les autres variables, il n'est plus significatif.

‡ Le coefficient de régression pour cette variable n'était pas significatif la première fois que la variable a été introduite dans l'analyse de régression hiérarchique. Dans le modèle final en tenant compte de toutes les autres variables, il était significatif.

\* p < 0,05

\*\* p < 0,01

\*\*\* p < 0,001

F(12, 794) = 14,38; p < 0,001

marié(e), le fait d'être aux études et le fait de vivre avec un de ses parents) sont aussi associées aux 15 à 19 ans (voir les corrélations significatives entre la cohorte et ces trois variables à l'annexe B) et sont de plus fortes variables explicatives du comportement à risque multiple que ne l'est l'âge.

En général, on constate que le fait d'assumer des rôles d'adulte (le mariage, par exemple) diminue la probabilité de se livrer à des activités potentiellement dangereuses.<sup>2,8</sup> Effectivement, les jeunes qui n'ont jamais été mariés déclarent de plus hauts niveaux de comportement à risque multiple que ceux qui sont ou qui ont été mariés (ou vivant ou ayant vécu en unions libres). Un autre rôle d'adulte, soit le fait d'avoir un travail, n'est pas associé au comportement à risque multiple, quel que soit le sexe. Qui plus est, deux rôles sociaux non associés aux adultes, soit le fait d'être aux études et le fait de vivre avec un de ses parents, ont tendance à prévenir le comportement à risque multiple. Ceux qui ne sont pas aux études sont plus susceptibles d'avoir davantage de comportements à risque que ceux qui fréquentent une école, un collège ou une université. Certaines recherches antérieures ont également mis au jour des taux un peu plus élevés de tabagisme et de comportement sexuel à risque chez les personnes qui ne sont pas aux études, quoique les étudiants puissent être plus susceptibles de faire des abus d'alcool.<sup>5,8</sup> Comme on pouvait s'y attendre, les jeunes qui vivent avec au moins un de leurs parents sont moins susceptibles de signaler des comportements à risque. Il est possible que l'autonomie accrue associée au fait de quitter la maison crée un contexte favorable à l'expérimentation de comportements à risque par les jeunes adultes. Dans l'ensemble, l'état matrimonial, l'emploi, le fait d'étudier ou non et les modalités de vie expliquent 11,1 % et 7,3% de la variance entre le comportement à risque multiple des femmes et des hommes respectivement, après que l'on ait tenu compte des variables que sont l'âge et du revenu.

Le revenu du ménage n'est pas fortement associé au comportement à risque multiple. Chez les femmes, un faible revenu est associé à des niveaux plus élevés de comportement à risque multiple

lorsqu'il est introduit à la deuxième étape du modèle de régression multiple, mais il perd son importance lorsque toutes les autres variables entrent en jeu. Chez les hommes, le revenu n'est pas une importante variable explicative du comportement à risque multiple lorsqu'on l'introduit à la deuxième étape du modèle de régression mais, dans le modèle final (après avoir tenu compte de toutes les autres variables), un revenu plus élevé constitue une variable prédictive de scores plus élevés sur l'indice du comportement à risque multiple.

### **La détresse augmente le risque**

Une détresse plus grande est liée de façon significative à des niveaux plus élevés de comportement à risque multiple chez les deux sexes. Toutefois, ni d'être malheureux ni d'avoir une faible estime de soi ne sont des variables prédictives significatives, peut-être à cause de la forte association entre la détresse, d'une part, l'estime de soi et le fait d'être malheureux d'autre part (annexe B). Pris ensemble, ces trois facteurs de risque personnels rendent compte d'environ 3 % de la variance du comportement à risque multiple chez les femmes et les hommes, après que l'on ait tenu compte des variables socio-démographiques et des rôles sociaux.

### **L'assiduité aux offices religieux diminue le risque**

Un certain nombre de facteurs jouent un rôle de « protection » au regard du comportement à risque multiple, c'est-à-dire qu'ils pourraient être susceptibles de diminuer les probabilités de se livrer à des activités potentiellement nocives. Trois de ces facteurs ont été examinés dans la présente analyse : le sentiment de contrôle, le soutien social et l'assiduité aux offices religieux. Le sentiment de contrôle et le soutien social ne sont pas des variables prédictives significatives du comportement à risque multiple. En revanche, l'assiduité aux offices religieux est liée à des niveaux plus faibles de comportement à risque multiple chez les deux sexes. Cette constatation fait écho à une autre recherche montrant que la croyance en des normes traditionnelles peut réduire la participation à des activités à risque multiple.<sup>11</sup> Ensemble, ces facteurs

## L'âge des risques

L'ENSP ne renferme aucune donnée sur la relation entre l'alcool et la conduite automobile. Elle indique toutefois que, entre 15 et 24 ans, les abus d'alcool, sont relativement fréquents.

D'après les inculpations pour conduite avec facultés affaiblies, la conduite en état d'ébriété est plus courante chez les jeunes adultes que chez les adolescents. En 1996, parmi les titulaires de permis de conduire, le groupe des 20 à 24 ans est surreprésenté chez les personnes accusées de conduite avec facultés affaiblies.<sup>12</sup> Le nombre des inculpés de 16 à 19 ans est cependant le même que leur nombre au sein des titulaires de permis de conduire. Les hommes constituent la vaste majorité des personnes accusées de conduite avec facultés affaiblies.

Le taux d'accident d'automobile mortel augmente de façon marquée après 15 ans. En 1994, l'indice de mortalité à la suite d'accidents d'automobile pour les hommes de 0 à 14 ans s'élève à moins de cinq décès pour 100 000 personnes. Pour les 15 à 19 ans et des 20 à 24 ans, cet indice grimpe au-dessus de 30. À 25 ans, il passe à moins de 20 décès, et ce, jusqu'à l'âge de 75 ans et plus. Les femmes sont beaucoup moins susceptibles que les hommes de perdre la vie dans un accident d'automobile. Quoiqu'il en soit, la tendance par groupe d'âge est la même pour les femmes, les taux triplant presque entre 10 à 14 ans et 15 à 19 ans.

**Décès causés par un accident de véhicule automobile, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada, 1994**

	Hommes		Femmes	
	Nombre de décès	Décès pour 100 000	Nombre de décès	Décès pour 100 000
<b>Tous âges confondus</b>	<b>2 223</b>	<b>15,3</b>	<b>939</b>	<b>6,4</b>
0-4	40	3,9	36	3,7
5-9	43	4,3	20	2,1
10-14	50	4,9	29	3,0
15-19	308	30,6	110	11,5
20-24	322	30,9	79	7,8
25-29	219	18,8	74	6,5
30-34	219	16,1	78	5,9
35-39	179	14,0	52	4,1
40-44	151	13,4	59	5,2
45-49	125	12,5	52	5,3
50-54	94	12,3	47	6,2
55-59	94	14,9	40	6,3
60-64	80	13,4	41	6,6
65-69	67	12,9	57	9,7
70-74	82	19,7	57	10,7
75-79	68	25,6	49	12,8
80-84	55	33,8	40	14,6
85+	27	27,2	19	8,3

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

de protection individuels rendent compte d'environ 5 % et 4 % de la variance du comportement à risque multiple chez les femmes et les hommes respectivement, après que l'on ait tenu compte des autres variables de l'analyse.

### Mot de la fin

Dans l'ensemble, les facteurs pris en considération dans la présente analyse rendent compte de 22 % et 18 % de la variance du comportement à risque multiple chez les femmes et les hommes respectivement. Certes, d'autres importantes variables prédictives du comportement à risque n'ont pas été évaluées dans le cadre de l'ENSP. Si l'on avait tenu compte des difficultés familiales (les conflits parents-adolescents, par exemple)<sup>13</sup> et de la participation, avec des camarades, à des activités imprudentes, les modèles de régression auraient pu expliquer une partie plus considérable de la variance du comportement à risque multiple. Des renseignements supplémentaires sur la famille, les camarades, le quartier et les contextes culturels auraient permis de mieux circonscrire ceux qui courent le plus de risques.<sup>14-16</sup> Néanmoins, les variables que sont les rôles sociaux, (particulièrement le fait de savoir si la jeune personne vit avec un de ses parents ou avec un conjoint), nous permet de mieux comprendre les circonstances dans lesquelles les probabilités d'adopter un comportement à risque sont élevées ou faibles.

L'ENSP n'examine pas d'autres comportements à risque tout aussi importants et relativement courants, comme la consommation de drogues illicites, la délinquance et la conduite en état d'ébriété<sup>16</sup> (voir *L'âge de prendre des risques*). Un ensemble plus complet de comportements à risque pourrait permettre de mieux distinguer les jeunes qui expérimentent certaines activités potentiellement dangereuses de ceux qui ont adopté un comportement à risque multiple.

Enfin, comme les données ont été recueillies à un seul moment de la vie des participants, il est impossible de mettre au jour les relations de cause à effet. Le comportement à risque multiple pourrait, par exemple, être aussi bien la cause que le résultat du sentiment de détresse. Les données de suivi sur

les personnes interrogées dans le cadre de l'ENSP jetteront de la lumière sur les sources, la trajectoire et les conséquences du comportement à risque multiple chez les adolescents et les jeunes adultes au fur et à mesure que ceux-ci vieillissent. ●

## Références

1. 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. 33-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. R. Jessor, J. Van Den Bos, J. Vanderryn *et al.*, « Protective factors in adolescent problem behavior: Moderator effects and developmental change », *Developmental Psychology*, 31, 1995, p. 923-933.
3. R.D. Ketterlinus et M.E. Lamb, *Adolescent Problem Behaviors: Issues and Research*, New York, Lawrence Erlbaum, 1994.
4. J.L. Maggs, D.M. Almeida et N.L. Galambos, « Risky business: The paradoxical meaning of problem behavior in young adolescents », *Journal of Early Adolescence*, 15, 1995, p. 344-362.
5. A. King, B. Wold, C. Tudor-Smith *et al.*, *The Health of Youth: A Cross-National Survey*, publication régionale de l'Organisation mondiale de la santé, série européenne, n° 69, Copenhague, Organisation mondiale de la santé, 1996.
6. C. Lindsay, M.S. Devereaux et M. Bergob, *La jeunesse au Canada* (Statistique Canada, n° 89-511F au catalogue), Ottawa, Ministère de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1994.
7. J. Schulenberg, K.N. Wadsworth, P.M. O'Malley *et al.*, « Adolescent risk factors for binge drinking during the transition to young adulthood: Variable- and pattern-centered approaches to change », *Developmental Psychology*, 32, 1996, p. 659-674.
8. J.G. Bachman, K.N. Wadsworth, P.M. O'Malley *et al.*, *Smoking, Drinking, and Drug Use in Young Adulthood: The Impacts of New Freedoms and New Responsibilities*, Mahwah, New Jersey, Lawrence Erlbaum, 1997.
9. M.E. Ensminger, « Sexual activity and problem behaviours among black, urban adolescents », *Child Development*, 61, 1990, p. 2032-2046.
10. A.D. Farrell, S.J. Danish et C.W. Howard, « Relationship between drug use and other problem behaviors in urban adolescents », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 60, 1992, p. 705-712.
11. R. Jessor, M.S. Turbin et F.M. Costa, « Predicting developmental change in risky driving: The transition to young adulthood », *Applied Developmental Science*, 1, 1997, p. 4-16.
12. S. Tremblay et A. Kemeny, « L'alcool au volant : sommes-nous sur la bonne voie? », *Tendances sociales canadiennes*, 49, 1998, p. 23-28 (Statistique Canada, n° 11-008 au catalogue).
13. A.C. Petersen, J.B. Richmond et N. Leffert, « Social changes among youth: The United States experience », *Journal of Adolescent Health*, 14, 1993, p. 632-637.
14. J. Arnett et L. Balle-Jensen, « Cultural bases of risk behavior: Danish adolescents », *Child Development*, 64, 1993, p. 1842-1859.
15. N.L. Galambos, H.A. Sears, D.M. Almeida *et al.*, « Parents' work overload and problem behavior in young adolescents », *Journal of Research on Adolescence*, 5, 1995, p. 201-223.
16. R.M. Lerner et N.L. Galambos, « Adolescent development: Challenges and opportunities for research, programs and policies », *Annual Review of Psychology*, 49, 1998, p. 413-446.
17. Organisation mondiale de la santé, *Composite International Diagnostic Interview (CIDI version 1.0)*, Genève, Suisse, Organisation mondiale de la santé, 1965.
18. L.I. Pearlin et C. Schooler, « The structure of coping », *Journal of Health and Social Behavior*, 22, 1978, p. 337-356.
19. M. Rosenberg, *Society and the Adolescent Self-Image*, Les Presses Universitaires de Princeton, 1965.

## Annexe A

### Variables indépendantes

#### Renseignements socio-démographiques

*Cohorte* renvoie au groupe d'âge des personnes interrogées. Les deux cohortes, de 15 à 19 ans et de 20 à 24 ans, sont différenciées par un score de 0 et 1 respectivement.

Pour ce qui est du *revenu du ménage*, le score est de 1 (aucun revenu), 2 (moins de 5 000 \$), 3 (de 5 000 \$ à 9 999 \$), 4 (de 10 000 \$ à 14 999 \$), 5 (de 15 000 \$ à 19 999 \$), 6 (de 20 000 \$ à 29 999 \$), 7 (de 30 000 \$ à 39 999 \$), 8 (de 40 000 \$ à 49 999 \$), 9 (de 50 000 \$ à 59 999 \$), 10 (de 60 000 \$ à 79 999 \$) ou 11 (de 80 000 \$ ou plus). Soixante-dix-neuf personnes (4 %) n'ont pas répondu à la question.

#### Rôles sociaux

Le code pour l'*état matrimonial*, est 0 (marié[e]), vit avec son conjoint de fait, divorcé([e]), séparé([e]) ou veuf [veuve]) ou 1 (jamais marié[e]). Aucune donnée manquante.



Le code pour le *statut d'étudiant* est 0 si la personne n'est pas aux études et de 1 si elle l'est. Le statut est déterminé par la réponse à la question : « Fréquentez-vous actuellement une école, un collège ou une université? » Deux personnes n'ont pas répondu.

Quant à l'emploi, il est codé 0 (ne travaille pas actuellement) ou 1 (travaille actuellement). Vingt personnes (1 %) n'ont pas répondu.

Le code pour *vivre avec un ou les deux parents*, est 0 (ceux qui déclarent autre chose que le fait de vivre avec au moins un parent) ou 1 (ceux qui disent vivre avec au moins un parent). Huit personnes n'ont pas répondu à la question.

### Facteurs de risque individuels

Six éléments fondés sur un sous-ensemble de questions du Composite International Diagnostic Interview (CIDI) servaient à mesurer la *détresse*.<sup>17</sup> Le CIDI est un instrument structuré conçu pour produire des diagnostics selon les définitions et les critères du *DSM-III-R* et les critères diagnostiques pour la recherche de la CIM-10. Chaque élément est coté sur une échelle de cinq points allant de « jamais » (0) à « tout le temps » (4). On a posé la question suivante : « Au cours du dernier mois, combien de fois vous êtes-vous senti(e) :

- ...si triste que plus rien ne pouvait vous faire sourire?
- ...nerveux(se)?
- ...agité(e) ou ne tenant pas en place?
- ...désespéré(e)?
- ... bon(ne) à rien?
- Au cours du dernier mois, combien de fois avez-vous senti que tout était un effort? »

La somme de ces éléments forme une échelle de cotation (de 0 à 24), et les scores les plus élevés indiquent les sentiments de détresse les plus forts. Trente-sept personnes (1,9 %) n'ont pas répondu.

On mesure le sentiment d'être malheureux à l'aide d'une seule question, soit : « Vous décririez-vous comme étant *habituellement* : heureux(se) et intéressé(e) à vivre? (1); plutôt heureux(se)? (2); plutôt malheureux(se)? (3); malheureux(se) et peu intéressé(e) à vivre? (4); si malheureux(se) que la vie

ne vaut pas la peine d'être vécue? (5) » Les scores vont de 1 à 5, ce dernier chiffre indiquant un niveau plus élevé de se sentir malheureux. Une personne n'a pas répondu à cette question.

On mesure l'*estime de soi*, ou le sentiment positif qu'une personne a d'elle-même, au moyen de six éléments.<sup>18,19</sup> Chacun d'eux est coté sur une échelle de cinq points, allant de « tout à fait d'accord » (0) à « entièrement en désaccord » (4). Ces éléments sont les suivants.

- Vous estimez que vous avez un certain nombre de qualités.
- Vous estimez qu'en tant que personne, vous valez au moins autant que les autres.
- Vous pouvez faire les choses aussi bien que la plupart des autres personnes.
- Vous avez une attitude positive face à vous-même.
- Dans l'ensemble, vous êtes satisfait(e) de vous-même.
- Tout compte fait, vous avez tendance à vous considérer comme un(e) raté(e) (score inversé).

Les scores les plus élevés (entre 0 et 24) indiquent le degré d'estime de soi le plus élevé. Trente-huit personnes (1,9 %) n'ont pas répondu.

### Facteurs de protection individuels

Le *contrôle*, c'est-à-dire la mesure dans laquelle les individus estiment qu'ils exercent un contrôle sur leur vie, est mesuré au moyen de sept éléments<sup>18</sup> notés sur une échelle de cinq points allant de « tout à fait d'accord » (0) à « entièrement en désaccord » (4). Ces éléments sont les suivants :

- Vous avez peu de contrôle sur ce qui vous arrive.
- Vous ne pouvez vraiment rien faire pour résoudre vos problèmes.
- Vous ne pouvez pas faire grand-chose pour changer bien des choses importantes dans votre vie.
- Vous vous sentez souvent impuissant(e) face aux problèmes de la vie.
- Vous trouvez parfois que vous vous faites malmener dans la vie.

- Ce que votre avenir renferme dépend surtout de vous-même (score inversé).
- Vous pouvez réaliser à peu près tout ce que vous décidez de faire (score inversé).

Les scores les plus élevés (de 0 à 28) indiquent un sentiment supérieur de contrôle. Quarante-deux personnes (2,1 %) n'ont pas répondu.

On a mesuré la *perception du soutien social* par les réponses (oui ou non) aux questions suivantes.

- Avez-vous un confident ou une confidente, c'est-à-dire quelqu'un à qui parler de vos sentiments ou préoccupations personnels?
- Connaissez-vous quelqu'un sur qui vous pouvez vraiment compter en cas de crise?
- Connaissez-vous quelqu'un sur qui vous pouvez vraiment compter lorsque vous avez à prendre des décisions personnelles importantes?
- Quelqu'un vous fait-il sentir qu'il vous aime et qu'il tient à vous?

On additionne les réponses affirmatives pour former un indice allant de 0 à 4. Le score le plus élevé indique le soutien social le plus fort. Quarante-deux personnes n'ont pas répondu à ces questions (2,1 %).

On a mesuré l'*assiduité aux services religieux* à l'aide d'une seule question : « Au cours des 12 derniers mois, en excluant les occasions spéciales (comme les mariages, funérailles ou baptêmes), combien de fois avez-vous assisté à un office religieux ou à une cérémonie du culte? » Les réponses possibles sont les suivantes : au moins une fois par semaine, au moins une fois par mois, au moins 3 ou 4 fois par année, au moins une fois par année et jamais. La cote 1 est attribuée aux personnes qui répondent « au moins une fois par semaine » ou « au moins une fois par mois » (fréquentation régulière). La cote 0 est attribuée à tous les autres. Trente-sept personnes (1,9 %) n'ont pas répondu.

## Annexe B

### Corrélations de Pearson entre les variables, selon le sexe (cohortes combinées)

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Cohorte (1)	...	-.23*	-.42*	-.44*	,18*	-.48*	-.07*	-.05	,11*	,07*	,02	-.05	,14*
Revenu (2)	-.01	...	,14*	,13*	,14*	,42*	-.02	-.16*	,15*	,13*	,08*	,03	-.15*
<b>Rôles sociaux</b>													
Jamais marié(e) (3)	-.34*	,21*	...	,39*	-.06*	,53*	,09*	,02	-.03	,01	,03	-.00	,07*
Étudiant(e) (4)	-.45*	,10*	,25*	...	-.18*	,38*	,07*	,03	-.04	,03	,05	,02	-.23*
Ayant un emploi (5)	,20*	,15*	-.14*	-.26*	...	,00	-.10*	-.11*	,13*	,14*	,00	-.05	,05
Vit avec au moins un de ses parent(s) (6)	-.37*	,35*	,53*	,26*	-.04	...	-.04	-.01	-.03	,00	,03	,10*	-.21*
<b>Facteurs de risque individuels</b>													
Détresse (7)	,00	-.04	,02	,01	-.11*	-.01	...	,48*	-.35*	-.40*	-.24*	-.02	,19*
D'être malheureux (8)	,01	-.11*	,04	-.09*	-.03	-.02	,43*	...	-.48*	-.44*	-.31*	-.04	,07*
Estime de soi (9)	,03	,12*	,06*	,10*	,04	,07*	-.29*	-.37*	...	,52*	,21*	-.04	-.01
<b>Facteurs de protection individuels</b>													
Contrôle (10)	,01	,21*	,04	,08*	,07*	,07*	-.41*	-.35*	,49*	...	,24*	,04	-.10*
Soutien social (11)	,00	,10*	-.04	,03	,05	,03	-.22*	-.15*	,13*	,18*	...	-.01	-.01
Assiduité aux offices religieux (12)	-.10*	-.06*	,06*	,02	,01	,07*	,00	,01	-.03	,00	-.03	...	-.25*
<b>Indice de risque multiple (13)</b>													
	,20*	,04	-.02	-.29*	,08*	-.16*	,14*	,15*	-.10*	-.09*	-.12*	-.19*	...

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

Nota : Pour les femmes, les corrélations sont au-dessus de la diagonale; pour les hommes, elles sont en dessous. La taille de l'échantillon est de 945 femmes et de 807 hommes (on a supprimé certaines personnes de la liste).

\*  $p < 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

# Tendances actuelles et futures en matière d'hospitalisation après une crise cardiaque

*Helen Johansen, Cyril Nair et Gregory Taylor*

## Résumé

### Objectifs

Le présent article donne un aperçu de la situation des patients qui ont été hospitalisés en 1993-1994 par suite d'un infarctus aigu du myocarde (IAM) ainsi que des projections quant au nombre de patients qui pourraient souffrir d'un IAM à l'avenir.

### Source des données

Les données utilisées proviennent de la Base de données axée sur la personne.

### Techniques d'analyse

Cette analyse a porté sur les malades hospitalisés ayant reçu un diagnostic primaire d'IAM ainsi que sur leurs hospitalisations subséquentes résultant de maladies coronariennes au cours de l'exercice. On s'est servi des taux d'hospitalisations selon l'âge et le sexe ainsi que des projections démographiques pour estimer l'utilisation future des services hospitaliers.

### Principaux résultats

Près de 45 000 Canadiens ont reçu leur congé de l'hôpital, en 1993-1994, après un diagnostic primaire d'IAM. La plupart (72 %) n'ont séjourné qu'une fois à l'hôpital au cours de cet exercice, mais 18 % ont effectué deux séjours en raison de cette maladie, et 10 %, trois séjours ou plus. Les patients souffrant d'un IAM ont été hospitalisés en moyenne 14,6 jours. Le nombre prévu de patients souffrant d'un IAM et le nombre de jours d'hospitalisation qu'ils utiliseront augmenteront d'environ 36 % par décennie jusqu'en 2026.

### Mots-clés

Infarctus aigu du myocarde, projection, durée du séjour, dossiers de radiations de l'hôpital, couplage des données

### Auteurs

Helen Johansen (613) 722-5570, johahel@statcan.ca et Cyril Nair travaillent à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6. Gregory Taylor travaille au Laboratoire de lutte contre la maladie, Santé Canada.

En 1994-1995, près d'un Canadien sur vingt âgé de 20 ans et plus indiquait souffrir d'une maladie coronarienne<sup>1</sup>, une cause importante d'invalidité à long terme et de décès<sup>2</sup>. Pour 1994, on a évalué le coût total des maladies cardiovasculaires au Canada allant de 14,1 milliards à 20,4 milliards de dollars<sup>3</sup>.

L'un des coûts directs liés aux maladies coronariennes est l'utilisation des services hospitaliers. Dans le présent article, on analyse l'utilisation des services hospitaliers en 1993-1994 pour les patients qui ont eu un diagnostic primaire d'infarctus aigu du myocarde (IAM) — couramment désigné sous le nom de crise cardiaque.

L'IAM est le résultat d'une réduction ou d'un blocage du débit sanguin dans les artères coronaires. Cela peut être le fait d'un caillot sanguin, d'un spasme ou d'une arythmie cardiaque grave. La diminution du flux sanguin cause un apport insuffisant d'oxygène au cœur, ce qui donne lieu à une nécrose du muscle cardiaque. Le patient qui souffre d'un IAM éprouve généralement une douleur aiguë et

soudaine à la poitrine, et parfois aux bras et à la gorge. Chez les femmes, l'angine légère est généralement le symptôme initial, mais le diagnostic

est plus problématique pour elles, car les tests de diagnostic habituels sont plus difficiles à appliquer.

## Méthodologie

### Source des données

Les fichiers de morbidité hospitalière sont fournis chaque année par les provinces à Statistique Canada (les données pour les Territoires du Nord-Ouest et le Yukon ne sont pas incluses ici). Chaque enregistrement comprend des renseignements tirés du dossier hospitalier du patient et ont trait à un séjour continu à l'hôpital. Avant que ces données soient fournies à Statistique Canada, des vérifications sont effectuées par l'Institut canadien d'information sur la santé ou par les ministères provinciaux de la Santé. Statistique Canada procède à d'autres vérifications de cohérence pour assurer l'intégrité des données.

À l'intérieur de la Base de données axée sur la personne utilisée pour la présente analyse, les dossiers des hôpitaux de chaque province pour l'exercice 1993-1994 ont été couplés à partir des numéros d'assurance-maladie. (Les noms des patients ne sont pas fournis à Statistique Canada.) Pour assurer une plus grande protection de la vie privée, certains ministères provinciaux de la Santé ont brouillé les numéros d'assurance-maladie pour s'assurer que les personnes ne puissent être identifiées.

### Techniques d'analyse

Il arrive souvent que les patients d'hôpitaux fassent l'objet de diagnostics multiples. L'affection qui a donné lieu au séjour le plus long à l'hôpital est désignée sous le nom de « diagnostic de compilation ». Le diagnostic de compilation correspond presque toujours au diagnostic primaire, à savoir l'affection responsable du séjour à l'hôpital. Dans le présent article, pour faciliter la consultation, on utilise le terme « diagnostic primaire » plutôt que diagnostic de compilation. Un diagnostic de compilation d'IAM (code 410 de la *CIM-9*) a été utilisé pour choisir les patients hospitalisés aux fins de l'analyse<sup>4</sup>. On a en outre examiné les hospitalisations subséquentes des patients souffrant d'un IAM qui avaient eu un diagnostic de compilation de maladie coronarienne (codes 410 à 429 de la *CIM-9*). On y a aussi inclus les patients souffrant d'un IAM qui sont décédés à l'hôpital.

Les chercheurs ont conclu que l'utilisation du code 410 de la *CIM-9* pour déterminer les cas d'hospitalisation due à l'IAM donne lieu à une faible surestimation du nombre véritable de cas, mais que cette approche est justifiée en raison du coût des procédures de validation<sup>5</sup>. Le fait d'inclure les patients admis à l'hôpital pour des tests en vue d'un diagnostic possible d'IAM peut entraîner une augmentation artificielle du nombre de patients souffrant d'un IAM<sup>6,7</sup>. Par conséquent, on a exclu de cette analyse les patients qui ont

séjourné à l'hôpital moins de cinq jours et qui étaient vivants lorsqu'ils ont reçu leur congé, mais qui n'ont pas subi d'angioplastie coronarienne transluminale percutanée (dilatation d'une artère rétrécie par une plaque d'athérome au moyen d'une sonde à ballonnet).

Statistique Canada a publié des projections de croissance démographique faible, moyenne et élevée pour le Canada<sup>8</sup>. La projection de croissance faible repose sur une diminution de l'immigration, une diminution de la fécondité à 1,5 naissance par femme et une espérance de vie de 77 ans pour les hommes et de 83 ans pour les femmes. La projection de croissance moyenne repose sur le maintien des tendances actuelles : une immigration constante de 250 000 personnes par année, un taux de fécondité de 1,7 naissance par femme et une espérance de vie de 78,5 ans pour les hommes et de 84 ans pour les femmes. La projection de croissance élevée repose sur une augmentation de l'immigration, un accroissement de la fécondité à 1,9 enfant par femme et une espérance de vie de 81 ans et de 86 ans respectivement pour les hommes et pour les femmes.

Afin de déterminer le nombre futur de patients souffrant d'un IAM jusqu'en 2026, le taux d'hospitalisation pour 1993-1994, selon le sexe et par groupe d'âge de cinq ans, été appliqué aux estimations démographiques de Statistique Canada. Les résultats ont par la suite été additionnés pour chaque sexe. Cette projection part du principe que le taux d'hospitalisation pour 1993-1994 se maintiendra.

Afin d'estimer les besoins hospitaliers futurs des patients souffrant d'un IAM jusqu'en 2026, les jours d'hospitalisation de ces personnes en 1993-1994, selon le sexe et par groupe d'âge de cinq ans, ont été appliqués aux estimations démographiques. Les résultats ont par la suite été additionnés pour chaque sexe. Cette projection part du principe que la durée moyenne du séjour à l'hôpital en 1993-1994 se maintiendra.

D'autres projections ont été calculées en partant du principe que le changement annuel moyen en pourcentage du nombre de patients et la durée moyenne du séjour entre 1989 et 1993 se maintiendront jusqu'en 2026. On a aussi calculé le pourcentage moyen de diminution nécessaire pour maintenir un niveau constant.

Le nombre de patients et le taux d'hospitalisation pour 1992-1993 ont aussi été calculés, mais ils ne figurent pas dans cet article. Les chiffres pour 1992-1993 révèlent des tendances qui correspondent à celles pour 1993-1994. Toutefois, pour cette dernière période, les chiffres et les taux étaient légèrement inférieurs.



Une proportion considérable de patients hospitalisés souffrant d'un IAM font d'autres séjours à l'hôpital pour des raisons liées à cette affection. Ainsi, pour examiner l'utilisation globale des services hospitaliers liée à l'IAM, il faut tenir compte de tous les séjours à l'hôpital des patients pour cette raison. Dans le cadre de la présente analyse, les dossiers de radiations pour l'exercice 1993-1994 des patients admis à l'hôpital par suite d'un diagnostic primaire d'IAM ont été couplés aux dossiers de radiations pour les séjours subséquents du patient à l'hôpital en raison d'une maladie coronarienne. Ce couplage permet une analyse plus précise de l'ensemble des ressources hospitalières utilisées après une crise cardiaque.

Le vieillissement prévu de la population laisse supposer que l'incidence des maladies coronariennes et les coûts s'y rapportant augmenteront. Dans cet

### Limites

À l'intérieur de la Base de données axée sur la personne, le couplage des enregistrements a été effectué séparément pour chaque province. Ainsi, un patient ayant été admis à l'hôpital en raison d'un IAM dans deux provinces différentes au cours du même exercice aurait été compté deux fois. On a considéré que la probabilité que cela se produise est négligeable.

Le couplage ne porte que sur un exercice, étant donné que les dossiers d'hôpitaux de certaines provinces n'ont pu être couplés pour plus d'une année. Dans le cas des patients qui ont été hospitalisés en 1993-1994 par suite d'une crise cardiaque, mais qui ont aussi effectué d'autres séjours à l'hôpital pour des causes connexes en 1994-1995, on n'a pas tenu compte ici des derniers séjours. Ainsi, le nombre total de séjours et de jours d'hospitalisation par patient est sous-estimé.

Il est plus difficile de poser un diagnostic pour les personnes âgées, car elles sont plus susceptibles de souffrir de plusieurs affections. En outre, la gravité de l'affection, qui a des répercussions sur la durée du séjour, n'est pas connue.

Il faut examiner la validité et la fiabilité des données sur les sorties de l'hôpital<sup>9</sup>. Certaines études ont déterminé que les diagnostics de sortie de l'hôpital liés à l'IAM étaient justes<sup>10-12</sup>. Deux études canadiennes ont révélé des taux de faux positif de 8 % à 21 %. Toutefois, elles incluaient les personnes admises parce qu'on soupçonnait un IAM, diagnostic que l'on a par la suite rejeté<sup>13,14</sup>. Meehan *et al.*,<sup>12</sup> ont déterminé un niveau de précision de 96 % pour le codage d'un IAM chez les bénéficiaires de l'assurance-maladie âgés de 65 ans ou plus qui ont été hospitalisés dans six hôpitaux du Connecticut entre 1989 et 1991. Même si les données de cette recherche montraient des tendances très similaires à celles obtenues à partir du registre sur les infarctus aigus du myocarde FINMONICA, les taux réels étaient différents<sup>15</sup>.

article, on a estimé le nombre futur de patients souffrant d'un IAM et le nombre de jours d'hospitalisation dont ils auront besoin selon divers scénarios, à partir des projections démographiques de Statistique Canada (voir *Méthodologie* et *Limites*).

### Crises cardiaques plus fréquentes chez les hommes

Près de 45 000 Canadiens ont obtenu leur congé de l'hôpital, en 1993-1994, après un diagnostic primaire d'IAM (tableau 1). Même si la majorité des patients souffrant d'un IAM sont des hommes, les femmes constituent le tiers de ces patients. Chez les plus jeunes, les patients de sexe masculin sont beaucoup plus nombreux que les femmes (graphique 1). La prévalence atteint un sommet plus tôt chez les hommes (65 à 69 ans) que chez les femmes (75 à 79 ans). Comme les femmes ont tendance à vivre plus longtemps que les hommes, il n'est pas surprenant que les femmes soient plus nombreuses que les hommes à être hospitalisées pour cette affection après l'âge de 80 ans.

Si l'on tient compte du nombre d'hommes et de femmes à divers âges, le taux d'hospitalisation diffère, augmentant pour les deux sexes jusqu'à l'âge de 85 ans (graphique 2). Par la suite, le taux diminue légèrement, en raison probablement de la présence d'autres maladies et de l'augmentation du nombre de décès liés à l'IAM qui se produisent à l'extérieur

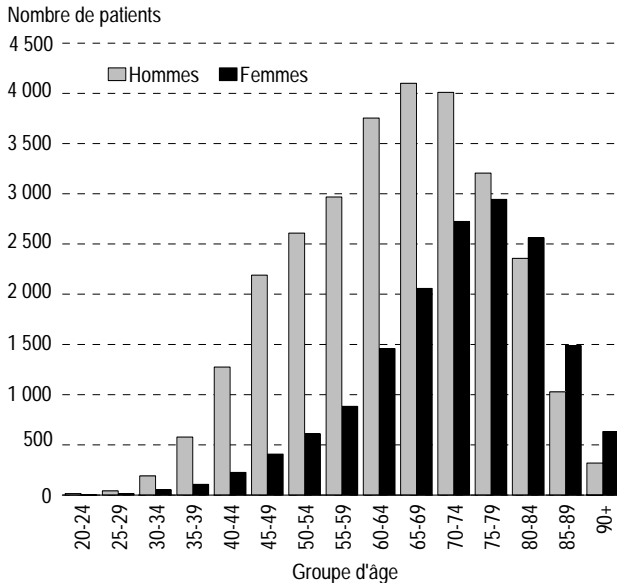
Tableau 1  
Données sommaires sur les patients souffrant d'un IAM, Canada, territoires non compris, 1993-1994

	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Patients souffrant d'un IAM	44 832	28 653	16 179
Journées d'hospitalisation†	654 983	394 182	260 801
Sorties de l'hôpital†	64 955	41 695	23 260
Nombre moyen de journées d'hospitalisation/patient†	14,61	13,76	16,12
Nombre moyen de sorties/patient†	1,45	1,46	1,44
Décès à l'hôpital	17,9 %	14,7 %	23,6 %

**Source des données :** Base de données axée sur la personne

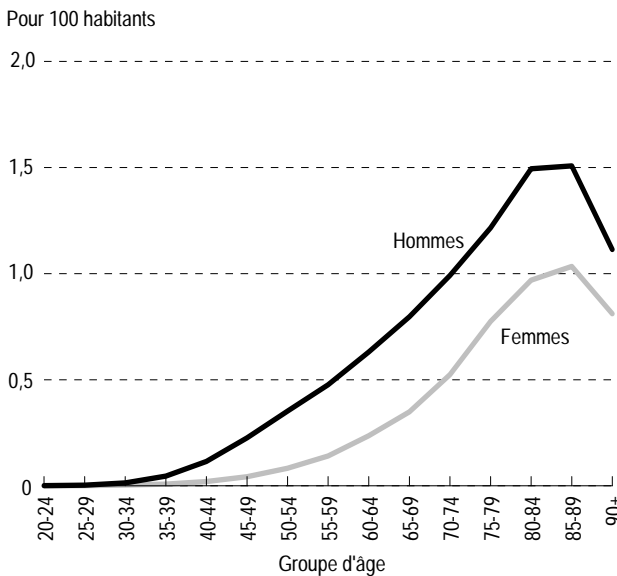
† Comprend le premier séjour lié à un IAM et tous les séjours subséquents pour des maladies coronariennes.

Graphique 1

**Nombre de patients souffrant d'un IAM, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1993-1994**

Source des données : Base de données axée sur la personne

Graphique 2

**Taux d'hospitalisation due à l'IAM, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1993-1994**

Source des données : Base de données axée sur la personne

de l'hôpital. À tous les âges, le taux d'hospitalisation liée à l'IAM est supérieur pour les hommes.

**Près de trois sur 10 hospitalisés à nouveau la même année**

Une proportion appréciable de patients souffrant d'un IAM ont été hospitalisés à nouveau la même année. En 1993-1994, la majorité (72 %) des patients souffrant d'un IAM n'avaient fait qu'un séjour à l'hôpital, mais 18 % avaient séjourné deux fois à l'hôpital pour des raisons liées à l'IAM, et 10 %, trois fois ou plus. Les taux d'hospitalisation répétée étaient similaires pour les deux sexes. Les hospitalisations subséquentes découlent de plusieurs raisons, un nouvel infarctus (autre crise cardiaque), d'autres complications<sup>16</sup> ainsi que des programmes de soins internes planifiés, comme la revascularisation (pontage coronarien).

**Taux de réadmission plus élevés chez les patients plus jeunes**

On pourrait s'attendre à ce que les patients plus âgés souffrant d'un IAM effectuent davantage de séjours à l'hôpital que les patients plus jeunes. Toutefois, le nombre moyen de réadmissions est plus élevé pour les patients plus jeunes (graphique 3). Cela s'explique peut-être par de plus longs séjours ou des décès plus nombreux chez les patients âgés. En outre, les patients plus jeunes sont plus susceptibles d'être réadmis pour des interventions, par exemple, des pontages coronariens. Il arrive souvent que ces interventions ne soient pas effectuées au moment de la crise cardiaque et qu'elles soient reportées en raison des listes d'attente et des disponibilités.

**Taux augmentent d'ouest en est**

Au Canada, les taux d'hospitalisation corrigés pour tenir compte des effets dus à l'âge de la population selon la province et le sexe ont tendance à augmenter d'ouest en est (graphique 4). Les niveaux de facteurs de risque pour les maladies coronariennes suivent la même tendance, le pourcentage de personnes ayant deux facteurs de risque ou plus augmentant d'ouest en est<sup>1</sup>.

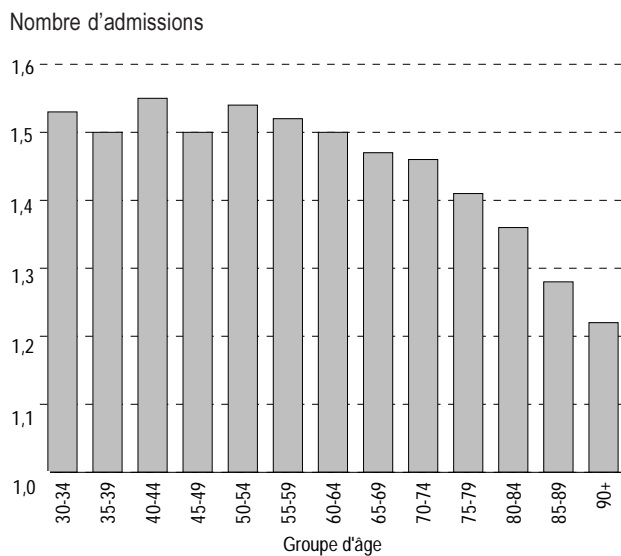
### Séjours des femmes à l'hôpital plus longs

Les patients hospitalisés pour la première fois<sup>a</sup> en raison d'un IAM en 1993-1994, on fait en moyenne un séjour de 10,9 jours, ce qui correspond au résultat des recherches passées<sup>17</sup>. Lorsque l'on inclut tous les séjours subséquents liés à un diagnostic primaire d'IAM (c'est-à-dire les hospitalisations dues à une autre crise cardiaque), la moyenne passe à 11,8 jours. Et lorsque l'on inclut aussi les séjours subséquents découlant d'un diagnostic de maladie coronarienne, la moyenne atteint 14,6 jours. Comme il fallait s'y attendre, les séjours moyens — pour les premières hospitalisations seulement mais aussi lorsqu'on inclut les hospitalisations subséquentes — ont été plus longs pour les patients plus âgés (graphique 5).

Les femmes souffrant d'un IAM ont tendance à séjourner plus longtemps à l'hôpital que les hommes.

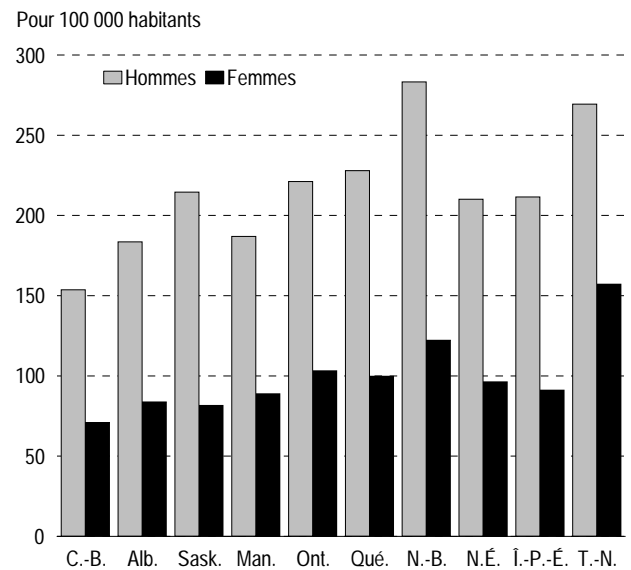
<sup>a</sup> La première hospitalisation en 1993-1994 peut ne pas correspondre à l'hospitalisation initiale du patient, celui-ci pouvant avoir été admis à l'hôpital en 1992-1993 par suite d'une crise cardiaque.

Graphique 3  
**Nombre moyen d'admissions à l'hôpital par patient souffrant d'un IAM,<sup>†</sup> selon le groupe d'âge, Canada, territoires non compris, 1993-1994**



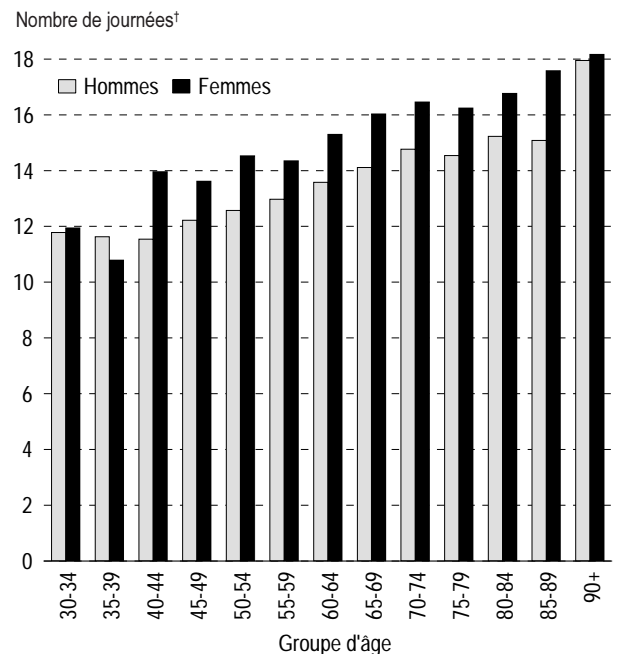
**Source des données :** Base de données axée sur la personne  
<sup>†</sup> Comprend le premier séjour lié à un IAM et tous les séjours subséquents pour des maladies coronariennes.

Graphique 4  
**Taux d'hospitalisation due à l'IAM corrigé pour tenir compte des effets dus à l'âge de la population, selon le sexe et la province, 1993-1994**



**Source des données :** Base de données axée sur la personne  
**Nota :** Les données sont corrigées pour tenir compte des effets dus à l'âge de la population, selon la population canadienne en 1992, en fonction des structures d'âge différentes des populations des provinces.

Graphique 5  
**Nombre moyen de journées d'hospitalisation par patient souffrant d'un IAM, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1993-1994**



**Source des données :** Base de données axée sur la personne  
<sup>†</sup> Comprend le premier séjour lié à un IAM et tous les séjours subséquents pour des maladies coronariennes.

La durée moyenne totale du séjour pour les femmes en 1993-1994 était de 16,1 jours, comparativement à 13,8 jours pour les hommes (tableau 1). Cela vient peut-être du fait que la maladie et les complications sont plus graves chez les femmes<sup>18</sup>.

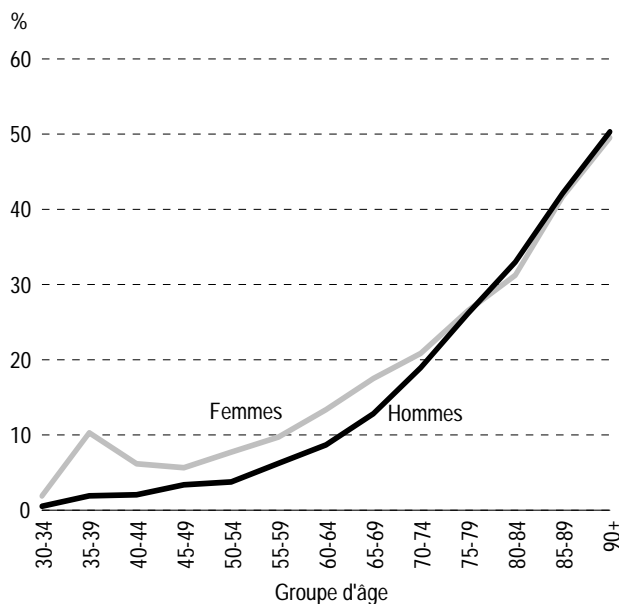
### Taux de décès à l'hôpital plus élevés pour les femmes

Environ 18 % des patients hospitalisés souffrant d'un IAM sont décédés à l'hôpital en 1993-1994 (tableau 1), un chiffre qui correspond aux résultats des autres recherches<sup>19</sup>. Le taux global de décès à l'hôpital était beaucoup plus élevé pour les femmes que pour les hommes, soit 24 % par rapport à 15 %. Même si les femmes hospitalisées atteintes d'un IAM et hospitalisées ont tendance à être plus âgées que les hommes, cela n'explique pas la différence. Les taux de décès à l'hôpital, calculés selon le groupe d'âge, demeurent supérieurs pour toutes les femmes avant 75 ans, quel que soit leur âge. Après 75 ans, les taux sont à peu près égaux pour les deux sexes (graphique 6).

Les décès à l'hôpital représentent seulement une partie des décès dus à l'IAM, la majorité survenant chez les patients non admis dans un hôpital. (Les

Graphique 6

**Pourcentage de patients souffrant d'un IAM qui sont décédés à l'hôpital, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 1993-1994**



Source des données : Base de données axée sur la personne

patients en salle d'urgence ne sont pas considérés comme hospitalisés). Selon les données de la statistique de l'état civil, environ 69 % des décès dus à l'IAM chez les hommes et 60 % des décès dus à cette même cause chez les femmes se sont produits à l'extérieur de l'hôpital.

### Nombre de patients augmentera

Statistique Canada a publié des projections de croissance démographique faible, moyenne et élevée pour le Canada<sup>8</sup>. Peu importe le scénario de projection envisagé, la proportion de Canadiens âgés de 65 ans ou plus augmentera pour passer de 12 % de la population totale à environ 16 % entre 1993 et 2016. Le groupe d'âge qui augmentera le plus rapidement est celui des 85 ans et plus, dont le nombre va plus que doubler.

Au fur et à mesure que la proportion des personnes âgées augmentera, le nombre de patients souffrant d'un IAM augmentera lui aussi (voir *Recherches connexes*). Si l'on part de l'hypothèse que le taux d'hospitalisation due à l'IAM en 1993-1994 selon l'âge et le sexe se maintiendra, le nombre de patients de sexe masculin souffrant d'un IAM en 2026 se situera entre 57 100 (selon une projection de croissance démographique faible) et 68 000 (selon une projection de croissance démographique élevée). Dans le cas des femmes, leur nombre se situera entre

#### Recherches connexes

Des chercheurs utilisant un modèle informatique de projection des maladies coronariennes aux États-Unis ont déterminé qu'en l'absence de changements quant aux facteurs de risque ou à l'efficacité des thérapies après 1980, le vieillissement de la population entraînera une augmentation de la prévalence des maladies coronariennes d'environ 40 % à 50 % d'ici 2010<sup>20</sup>. Une étude plus récente faisait état d'une augmentation de 30 % (par rapport à 1993) du nombre de patients qui auront besoin d'une revascularisation cardiaque (intervention chirurgicale qui augmente l'irrigation sanguine du myocarde) d'ici 2010<sup>21</sup>. Cette augmentation importante de l'utilisation des services aux hospitalisés touche l'ensemble des patients d'hôpitaux et rend compte de l'augmentation de la proportion de Canadiens plus âgés au sein de la population<sup>22</sup>.

33 200 et 38 200 (graphique 7). L'augmentation combinée pour les hommes et pour les femmes devrait se situer autour de 36 % pour chaque décennie.

Pour maintenir le nombre de patients souffrant d'un IAM au niveau de 1993-1994, le pourcentage de patients de chaque groupe d'âge (selon le sexe) devrait diminuer de 2,3 % chaque année.

### Plus grand nombre de jours d'hospitalisation

Il va sans dire que le nombre de jours d'hospitalisation liée à l'IAM augmentera aussi. Si l'on part du principe que la durée totale moyenne du séjour à l'hôpital selon le groupe d'âge et le sexe en 1993-1994 se maintiendra, le nombre de journées d'hospitalisation des patients de sexe masculin souffrant d'un IAM devrait se situer entre 800 000 et 914 000 en 2026 (graphique 8). Le nombre de journées d'hospitalisation des patients de sexe féminin souffrant d'un IAM devrait se situer entre 540 000 et 564 000. Si l'on part du principe que 365 journées d'hospitalisation sont équivalentes à un lit d'hôpital, les besoins totaux passeraient de 1 794 lits en 1993-1994 à entre 3 673 à 4 049 lits en 2026.

Pour maintenir le nombre de journées d'hospitalisation au niveau de 1993-1994, il faudrait une diminution de 2,3 % chaque année du nombre de journées d'hospitalisation par 1 000 habitants.

### Autres scénarios

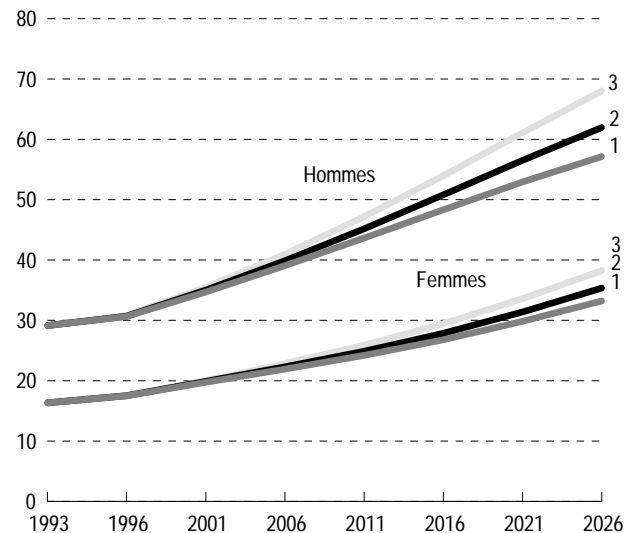
Ces projections reposent sur l'hypothèse que le taux d'hospitalisation actuel et la longueur moyenne du séjour demeureront constants. Toutefois, il est peu probable que cela se produise.

Les changements actuels touchant les habitudes de tabagisme, d'exercice, de régime alimentaire et d'autres comportements auront probablement des répercussions sur les taux pour l'avenir. Un certain nombre d'autres facteurs pourraient aussi influencer sur ces taux. Par exemple, les initiatives de promotion de la santé, les traitements améliorés et les programmes de dépistage ont contribué à diminuer le nombre de personnes qui doivent être

Graphique 7

### Nombre prévu de patients souffrant d'un IAM, Canada, territoires non compris, de 1993 à 2026

Patients (en milliers)



**Source des données :** Section des estimations de la population, Division de la démographie, Statistique Canada ; Base de données axée sur la personne.

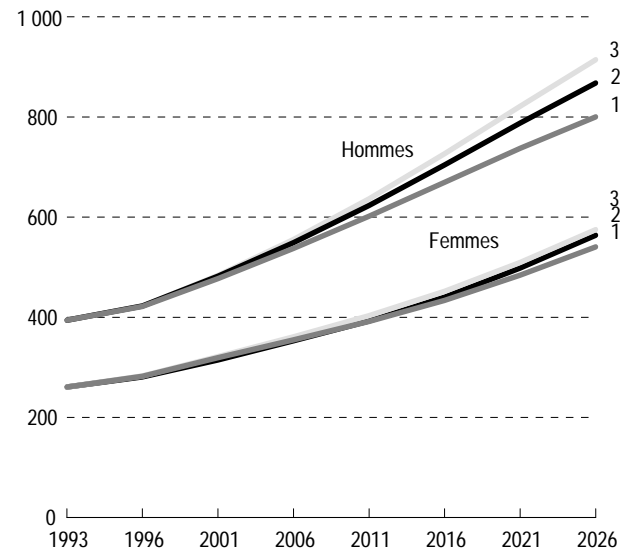
**Nota :** Les projections partent du principe que le taux d'hospitalisation pour 1993-1994 se maintiendra.

Les projections de croissance faible, moyenne et élevée sont numérotées 1, 2 et 3, respectivement.

Graphique 8

### Nombre prévu de journées d'hospitalisation nécessaires pour les patients souffrant d'un IAM, Canada, territoires non compris, de 1993 à 2026

Journées d'hospitalisation (en milliers)



**Source des données :** Section des estimations de la population, Division de la démographie, Statistique Canada ; Base de données axée sur la personne.

**Nota :** Les projections partent du principe que le taux d'hospitalisation pour 1993-1994 se maintiendra.

Les projections de croissance faible, moyenne et élevée sont numérotées 1, 2 et 3, respectivement.



hospitalisées en réduisant l'occurrence de la maladie et la gravité de celle-ci.

Le nombre total de jours d'hospitalisation liée à l'IAM a aussi diminué ces dernières années. Des stratégies de gestion de qualité des soins de santé ont amélioré l'efficacité et l'efficacité des soins hospitaliers. L'élaboration et la mise en œuvre de protocoles de traitement des patients, c'est-à-dire les tests, interventions et médicaments nécessaires pour un patient moyen souffrant d'une affection donnée, a entraîné une réduction du délai entre les tests et les interventions<sup>23-25</sup>.

On a aussi obtenu une réduction de la durée moyenne des séjours à l'hôpital en remplaçant les soins hospitaliers par d'autres options moins coûteuses. On a par exemple recours à des soins ambulatoires après certaines interventions chirurgicales<sup>26</sup>.

La télémédecine fait aussi partie des options envisagées pour les patients en régions éloignées. Ces patients sont mis en contact avec des spécialistes qui les interviewent et envoient les résultats des tests par ligne téléphonique avant qu'une décision soit prise d'acheminer ces patients vers des centres urbains.

Comme on ne peut prédire les changements futurs dans les taux d'hospitalisation due à l'IAM, on a examiné les taux de sortie de l'hôpital entre 1989 et 1993. Une diminution de 0,16 % par année s'est produite pendant cette période. Si l'on part du principe que cette diminution persistera à l'avenir, le nombre de patients hospitalisés souffrant d'un IAM augmentera de 16,7 % par décennie, c'est-à-dire environ la moitié des proportions indiquées au graphique 7.

De même, si la diminution annuelle moyenne du nombre de jours d'hospitalisation due à l'IAM qui s'est produite entre 1989 et 1993 se maintient, le nombre prévu de jours d'hospitalisation *diminuera*, en dépit du vieillissement de la population. Toutefois, cette diminution du nombre de jours d'hospitalisation au moment de la sortie de l'hôpital se situait autour de 4 % par année, et il est peu probable que ce taux se maintienne indéfiniment.

## Mot de la fin

Les projections fournissent une indication des répercussions que le vieillissement de la population aura sur les ressources hospitalières nécessaires par suite d'un IAM. La poursuite des initiatives passées et de nouvelles approches seront nécessaires pour contrôler les coûts, au fur et à mesure que la population vieillira. ●

## Remerciements

Les auteurs remercient Karim Chagani, Mike Gagnon, Ru-Nie Gao, Evelyn Perkins, Richard Lemay et Jay Sedula de l'aide apportée.

## Références

1. H. Johansen, M. Nargundkar, C. Nair *et al.*, « Courir le risque d'avoir une première maladie cardiaque ou une rechute », *Rapports sur la santé*, 9(4), 1998, p. 19-30 (Statistique Canada, n° 82-003-XPB au catalogue).
2. Fondation maladies du cœur du Canada, *Les maladies cardiovasculaires et les accidents cérébro-vasculaires au Canada*. Fondation des maladies du cœur du Canada, Ottawa, 1997.
3. B. Chan, P. Coyte et D. Heick, « Economic impact of cardiovascular disease in Canada », *Canadian Journal of Cardiology*, 1996, 12(10), 1996, p. 1000-1006.
4. Organisation mondiale de la santé, *Manuel de la classification internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la neuvième révision, 1975, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
5. M. Pladevall, D.C. Goff, M.Z. Nichaman, *et al.*, « An assessment of the validity of ICD code 410 to identify hospital admissions for myocardial infarction: The Corpus Christi Heart Project », *International Journal of Epidemiology*, 25(5), 1996, p. 948-952.
6. L.I. Iezzoni, S. Burnside, L. Sickles *et al.*, « Coding of acute myocardial infarction: Clinical and policy implications », *Annals of Internal Medicine*, 109(9), 1988, p. 745-751.
7. G.T. Kennedy, M.P. Stern et M.H. Crawford, « Miscoding of hospital discharges as acute myocardial infarction: Implications for surveillance programs aimed at elucidating trends in coronary artery disease », *American Journal of Cardiology*, 53(8), 1984, p. 1000-1002.
8. M.V. George, M.J. Norris, F. Nault *et al.*, *Populations for Canada, Provinces and the Territories 1993-2016* (Statistique Canada, n° 91-520 au catalogue) Ottawa, Ministère de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1994.

9. C.A. Boyle et A.J. Dobson, « The accuracy of hospital records and death certificates for acute myocardial infarction », *Australia and New Zealand Journal of Medicine*, 25(4), 1995, p. 316-323.
10. W.G. Scott, H.D. White et H.M. Scott, « Cost of coronary heart disease in New Zealand », *New Zealand Medical Journal*, 106(962), 1993, p. 347-349.
11. Statistique Canada, *Morbidité hospitalière 1992-1993* (Statistique Canada, n° 82-216 au catalogue), Ottawa, Ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1995.
12. T.P. Meehan, J. Hennen, M.J. Radford *et al.*, « Process and outcome of care for acute myocardial infarction among Medicare beneficiaries in Connecticut: A quality improvement demonstration project », *Annals of Internal Medicine*, 122(12), 1995, p. 928-936.
13. C. Van Walraven, B. Wang, A.M. Ugnat *et al.*, « False-positive coding for acute myocardial infarction on hospital discharge records: Chart audit results from a tertiary centre », *Canadian Journal of Cardiology*, 6(9), 1990, novembre, p. 383-386.
14. J.L. Cox, M.P. Melady, E. Chen *et al.*, « Towards improved coding of acute myocardial infarction in hospital discharge abstracts: A pilot project », *Canadian Journal of Cardiology*, 13(4), 1997, avril, p. 351-358.
15. M. Mahonen, H. Miettinen, K. Pyörala *et al.*, « Hospital discharge register data in assessment of trends in acute myocardial infarction. FINMONICA AMI Register Study Team », *Annals of Medicine*, 27(5), 1995, p. 547-554.
16. J. Newton et M. Goldacre, « Multiple hospital admissions in a calendar year », *Journal of Public Health Medicine*, 15(3), 1993, p. 249-254.
17. E. Chen et C.D. Naylor, « Variation in hospital length of stay for acute myocardial infarction in Ontario, Canada », *Medical Care*, 32(5), 1994, p. 420-435.
18. H.L. Johansen, M. Nargunekar, C. Nair *et al.*, « Les femmes et les affections cardio-vasculaires », *Maladies chroniques au Canada*, 11(3), 1990, p. 45-52.
19. C.D. Naylor et E. Chen, « Population-wide mortality trends among patients hospitalized for acute myocardial infarction: The Ontario experience, 1981 to 1991 », *Journal of the American College of Cardiology*, 24(6), 1994, p. 1431-1438.
20. M.C. Weinstein, P.G. Coxson, L.W. Williams *et al.*, « Forecasting coronary heart disease incidence, mortality, and cost: The Coronary Heart Disease Policy Model », *American Journal of Public Health*, 77(11), 1987, p. 1417-1426.
21. E.T. Gelfand, M.L. Knudtson et D. Galbraith, « Revascularization in Canada: Manpower and resource issues », *Canadian Journal of Cardiology*, 13, supplément D, 1997, p. 58D-63D.
22. H. Johansen, K. Chagani, S. Lessard *et al.*, « Person-based information from Canadian hospital discharge data », *Leadership*, 1996, septembre/octobre, p. 1-6.
23. D.B. Pryor et D.F. Fortin, « Managing the delivery of health care: Care-plans/managed care/practice guidelines », *International Journal of Biomedical Computing*, 39(1), 1995, p. 105-109.
24. D.J. Ogilvie-Harris, D.J. Botsford et R.W. Hawker, « Elderly patients with hip fractures: Improved outcome with the use of care maps with high-quality medical and nursing », *Journal of Orthopaedic Trauma*, 7(5), 1993, p. 428-437.
25. D.C. Hampton, « Implementing a managed care framework through care maps », *Journal of Nursing Administration*, 23(5), 1993, p. 21-27.
26. P. Jacobs, D. Nichols et T. Dubitz, « Comparative costs for substitutable services: Inpatient and day surgery episodes of care », *Healthcare Management Forum*, 8(3), 1995, p. 36-43.

# Évolution des tendances de l'incidence du mélanome et de la mortalité par ce cancer

Leslie A. Gaudette et Ru-Nie Gao

## Résumé

### Objectifs

Le présent article analyse les tendances de l'incidence du mélanome et de la mortalité liée à ce cancer. Des renseignements sur l'exposition au soleil complètent ces statistiques.

### Source des données

Les données sur l'incidence du mélanome proviennent du Système national de déclaration des cas de cancer et du Registre canadien du cancer. Les données sur la mortalité par cancer sont extraites de la Base canadienne de données de l'état civil. Les données sur l'exposition au soleil sont tirées de l'Enquête sur l'exposition au soleil de 1996.

### Techniques d'analyse

On a calculé les taux comparatifs d'incidence en prenant pour référence la population du Canada de 1991, afin de tenir compte de l'évolution de la structure par âge de la population au fil du temps. On a aussi calculé la variation annuelle moyenne en pourcentage des taux comparatifs pour certaines périodes de référence.

### Principaux résultats

Après avoir augmenté régulièrement pendant des années, les taux d'incidence du mélanome et de mortalité par ce cancer se sont stabilisés, parce que les taux observés chez les personnes jeunes, ainsi que les taux pour le mélanome du tronc chez l'homme et de la jambe chez la femme, ont baissé. L'incidence du mélanome est désormais plus élevée et les taux de mortalité, deux fois plus élevés, chez l'homme que chez la femme.

### Mots-clés

Tumeurs de la peau, effet de cohorte, coup de soleil, écran solaire, enquêtes sur la santé, vêtements.

### Auteurs

Leslie A. Gaudette (613) 951-1740, lgaudet@statcan.ca, et Ru-Nie Gao (613) 951-1763, gaoruni@statcan.ca, travaillent à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

Dans les années 1970 et au début des années 1980, l'incidence du mélanome et la mortalité due à ce cancer étaient à la hausse au Canada<sup>1</sup>.

On a également observé cette tendance chez certaines populations blanches ailleurs au monde<sup>2</sup>. On a attribué l'accroissement rapide des taux à l'exposition croissante aux rayonnements ultraviolets, et l'on croyait que les taux continueraient d'augmenter selon l'appauvrissement prévu de la couche d'ozone<sup>3,4</sup>. On a aussi mis en cause l'exposition périodique plus fréquente à une lumière solaire intense, due à la multiplication des activités de plein air et des voyages hivernaux<sup>5</sup>. (Voir *Qu'est-ce qu'un mélanome?*)

Enfin, on a aussi attribué la hausse des taux d'incidence au dépistage plus précoce de lésions moins profondes et à la capacité actuelle de diagnostiquer des mélanomes essentiellement bénins. Le dépistage précoce peut améliorer la survie, donc faire baisser les taux de mortalité. Depuis le milieu des années 1980, les taux d'incidence du mélanome et de mortalité due à ce cancer ont tendance à se stabiliser au Canada<sup>6</sup>.



## Méthodologie

### Source des données

Les données sur l'incidence du mélanome invasif proviennent du Système national de déclaration des cas de cancer pour la période de 1969 à 1991 et du Registre canadien du cancer pour 1992 et 1993. Chaque année, les registres provinciaux et territoriaux du cancer communiquent les données sur tous les cas de cancer diagnostiqués chez les résidents de leur province ou territoire à la Division des statistiques sur la santé de Statistique Canada<sup>7</sup>, qui tient à jour les bases de données susmentionnées.

Les données sur la mortalité recueillies de 1969 à 1996 sont tirées de la Base canadienne de données de l'état civil tenue à jour par Statistique Canada, où sont regroupées les données fournies par les registraires de l'état civil des provinces et territoires<sup>8</sup>.

Les données sur l'exposition au soleil proviennent de l'Enquête sur l'exposition au soleil de 1996<sup>9</sup>, réalisée en septembre et en octobre par Statistique Canada. L'enquête, parrainée par l'*Institute of Health Promotion Research* de l'Université de la Colombie-Britannique, a été financée par plusieurs organismes et ministères nationaux et provinciaux. Elle visait les Canadiens de 15 ans et plus, sauf les résidents des Territoires du Nord-Ouest et du Yukon ainsi que ceux des établissements de soins. Par une méthode de composition aléatoire modifiée, on a sélectionné 5 847 ménages qui ont produit un échantillon final de 4 023 personnes, soit un taux de réponse global de 69 %. Les données ont été recueillies par entrevue téléphonique assistée par ordinateur; les réponses par procuration n'ont pas été acceptées.

On a posé la question suivante : « De juin à août, pendant vos loisirs, combien de temps (en moyenne) passiez-vous chaque jour au soleil? »

Aux personnes qui ont dit passer, en moyenne, 30 minutes et plus par jour au soleil, on a demandé : « Quand vous étiez au soleil pendant 30 minutes et plus, à quelle fréquence tentiez-vous : ... de vous mettre à l'ombre? ... d'éviter le soleil entre 11 h et 16 h? ... de vous couvrir la tête? ... de porter des vêtements pour vous protéger la peau du soleil (chemise à manches longues, pantalon, tee-shirt)? ... de porter des lunettes solaires? ... de vous appliquer un écran solaire sur le visage? ... de vous appliquer un écran solaire sur le corps? » Les choix de réponse étaient les suivants : *toujours, souvent, parfois, rarement, jamais*. Aux fins de l'analyse, on a regroupé les personnes qui ont répondu *toujours* et *souvent*.

On a aussi posé plusieurs questions concernant les coups de soleil. On a calculé un indice du nombre total de coups de soleil en regroupant les réponses aux questions suivantes : « Un coup de soleil se définit par toute rougeur de la peau causée par le soleil, ou une méthode artificielle de bronzage. De juin à août, à quelle fréquence avez-vous eu le genre de coup de soleil suivant : ... coup de soleil avec cloques ayant nécessité des soins médicaux? ... coup de soleil avec cloques n'ayant pas nécessité de soins médicaux? ... peau rougie ou sensible au toucher, qui pèle? ... peau rougie ou sensible au toucher, qui ne pèle pas? » Aux fins de l'analyse, on a classé les personnes interrogées en trois catégories

selon qu'elles avaient eu zéro, un ou deux, ou au moins trois coups de soleil.

À ceux qui ont dit avoir eu au moins un coup de soleil, on a demandé des précisions au sujet du coup de soleil le plus récent : « Quelle partie de votre corps a été le plus sérieusement brûlée par le coup de soleil? » Les choix de réponse étaient les suivants : *visage, cuir chevelu ou cou, dos ou épaules, bras, jambes, poitrine ou estomac*. Aux fins de l'analyse, on a regroupé les réponses *visage* et *cuir chevelu ou nuque* dans la catégorie « tête ». Les réponses *dos ou épaules* et *poitrine ou estomac* sont regroupées dans la catégorie « tronc ».

### Techniques d'analyse

On a calculé les taux comparatifs d'incidence et de mortalité en prenant pour référence la population du Canada de 1991 pour tenir compte de l'évolution de la structure par âge de la population au fil du temps. À partir de 1971, les estimations démographiques ont été corrigées pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement. Les comparaisons entre pays prennent pour référence la population mondiale type.

Pour étudier la variation des taux comparatifs annuels d'incidence du mélanome et de mortalité due à ce cancer, on a calculé leur variation annuelle moyenne (VAM) en pourcentage sur plusieurs périodes. La VAM est exprimée par l'équation  $(e^{\beta} - 1)100$ , où  $\beta$  représente la pente de la droite de régression des taux logarithmiques en fonction du temps.

### Limites

Certaines variations dans les méthodes et dans les sources utilisées pour faire les enregistrements, ainsi que dans les définitions adoptées pour la tumeur invasive peuvent mener à une sous-estimation ou à une surestimation de l'incidence du cancer<sup>10</sup>. Néanmoins, en général, les méthodes d'enregistrement se sont améliorées, si bien qu'au Canada, on estime que l'enregistrement des cas de cancer est relativement uniforme depuis 1984 et que la couverture des données sur l'incidence du cancer atteint au moins 95 %<sup>7</sup>. Cette estimation globale peut cependant varier selon la province et selon le siège du cancer<sup>11</sup>. On sait, par exemple, que l'incidence du mélanome est sous-estimée au Québec, car le registre de cette province s'appuie sur les dossiers de radiation des hôpitaux plutôt que sur les rapports d'anatomopathologie pour faire les enregistrements<sup>12</sup>.

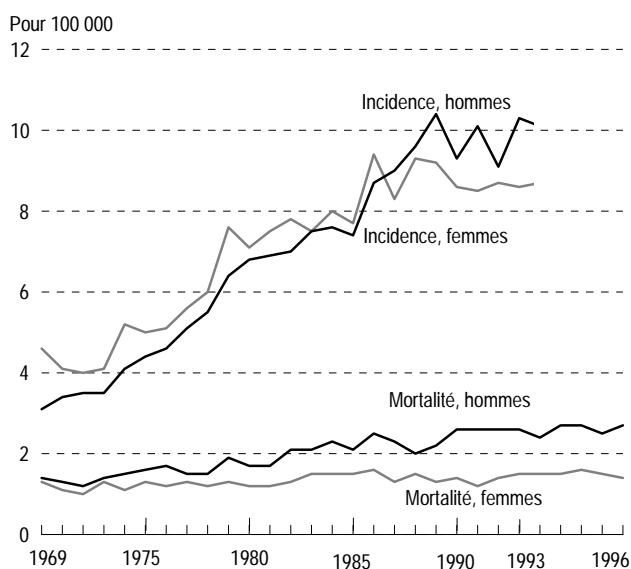
Le fait que le taux de réponse à l'Enquête sur l'exposition au soleil n'atteigne que 69 % pourrait influencer sur l'interprétation des données. En effet, les personnes les plus au courant des comportements bénéfiques pour la santé, ou qui s'y intéressent le plus, pourraient être surreprésentées dans l'échantillon. La nature transversale de l'enquête et l'attention particulière qu'on y porte aux comportements récents limitent les inférences faites d'après ces données quant à la corrélation entre l'exposition au soleil et l'incidence du mélanome ou la mortalité par ce cancer.

On décrit dans le présent article les facteurs qui sous-tendent ces changements en analysant les tendances en fonction du sexe, du groupe d'âge et du siège du mélanome observées au Canada de 1969 au milieu des années 1990 (voir *Méthodologie et Définitions*). Les données de l'Enquête sur l'exposition au soleil de 1996 complètent ces statistiques.

### Stabilisation des taux d'incidence et de mortalité

Dans les années 1970 et au début des années 1980, les taux comparatifs d'incidence du mélanome ont augmenté fortement pour les deux sexes, mais étaient légèrement plus élevés pour les femmes que pour les hommes (graphique 1). Par contre, au milieu des années 1980, les taux d'incidence ont plafonné chez la femme et sont devenus inférieurs à ceux enregistrés chez l'homme. Depuis 1989, les taux d'incidence se sont également stabilisés chez l'homme. On a observé cette variation de taux entre les sexes dans plusieurs autres pays<sup>13</sup>.

Graphique 1  
Taux comparatifs d'incidence (de 1969 à 1993) et de mortalité (de 1969 à 1996) pour le mélanome, Canada



**Source des données :** Système national de déclaration des cas de cancer, Registre canadien du cancer, Base canadienne de données de l'état civil.

**Nota :** Les taux comparatifs sont calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991 corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement.

Au cours du dernier quart de siècle, les taux comparatifs de mortalité étaient plus élevés chez l'homme que chez la femme. En outre, depuis le début des années 1980, ils ont augmenté plus rapidement chez l'homme, ce qui a creusé davantage l'écart observé entre les deux sexes.

### Définitions

**Incidence :** Nombre de nouveaux cas de mélanome diagnostiqués pendant l'année de référence.

**Mortalité :** Nombre de décès survenus pendant l'année de référence qui, selon la cause sous-jacente, sont attribuables au mélanome.

**Taux par âge :** Nombre de nouveaux cas de mélanome ou de décès dus au mélanome relevés pendant la période de référence pour 100 000 personnes d'un groupe d'âge donné.

**Taux comparatif :** Nombre de nouveaux cas de mélanome ou de décès dus au mélanome pour 100 000 personnes qu'on aurait relevés dans la population type (population du Canada de 1991) si les taux par âge réels observés dans la population étudiée avaient prévalu dans la population type. Dans certains tableaux, les taux comparatifs annuels d'incidence et les taux comparatifs de mortalité se fondent sur les taux par âge calculés en regroupant les nombres de nouveaux cas ou de décès relevés de 1989 à 1993, période de cinq ans la plus récente pour laquelle on possède des données sur l'incidence.

Le mélanome de la peau est identifié par le code 172 de la *Classification internationale des maladies*, neuvième révision, (CIM-9)<sup>14</sup>. Les codes utilisés pour préciser chaque siège secondaire sont :

**Tête :** 172.0, lèvres; 172.1, paupière; 172.2, oreille; 172.3, autre et parties non précisées du visage; et 172.4, cuir chevelu et nuque.

**Tronc :** 172.5, tronc, sauf le scrotum.

**Bras :** 172.6, membre supérieur, y compris l'épaule

**Jambe :** 172.7, membre inférieur.

**Autre :** 172.8, autre; 172.9, siège non précisé.

Les codes de la *Classification internationale des maladies-Oncologie*, deuxième édition<sup>15</sup> ont servi à classer les mélanomes selon le type histologique de 8720 à 8790. Les principaux types histologiques sont :

**Mélanome à extension superficielle :** 8740, 8741, 8743

**Mélanome malin sur mélanose de Dubreuilh :** 8742

**Mélanome nodulaire :** 8721

**Mélanome des extrémités de type lentigo :** 8744

### Baisse de l'incidence chez les jeunes

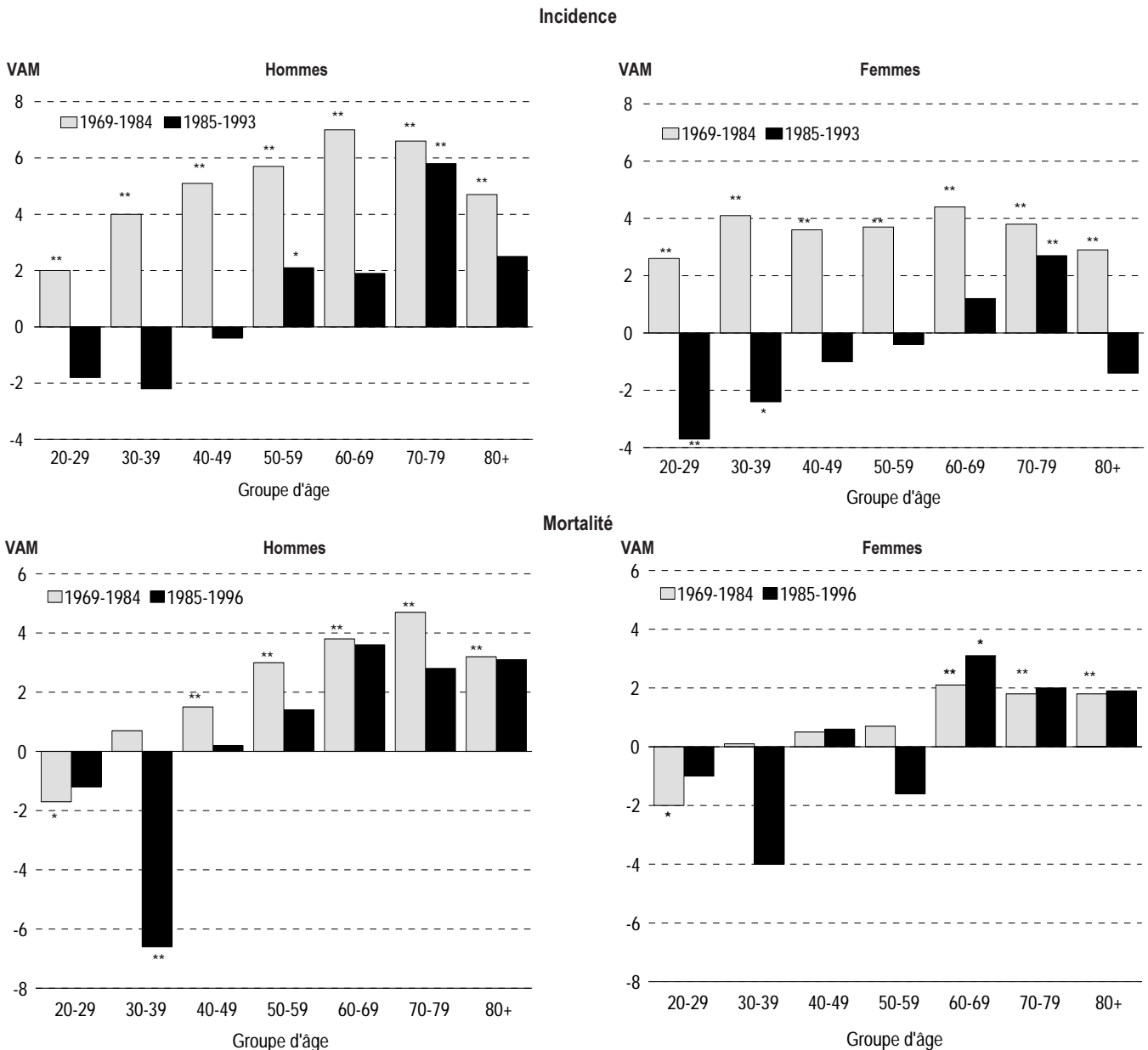
De 1969 à 1984, les taux d'incidence ont augmenté, en moyenne, de 2 % à 7 % par année pour chaque groupe d'âge chez l'homme et de 3 % à 4 % chez la femme (graphique 2, tableaux A et B en annexe). La mortalité a augmenté considérablement chez les hommes de 40 ans et plus et considérablement, mais moins rapidement, chez les femmes de 60 ans et

plus. En revanche, on enregistre une baisse significative pour le groupe des 20 à 29 ans, hommes et femmes.

Une autre tendance s'est dégagée de 1985 à 1993. Pour la plupart des groupes d'âge, tant chez l'homme que chez la femme, la forte hausse annuelle moyenne en pourcentage des taux d'incidence a laissé place à une baisse ou à une augmentation beaucoup plus

Graphique 2

Variation annuelle moyenne (VAM) en pourcentage du taux de mélanome par âge, Canada, de 1969 à 1984 et de 1985 à 1993



Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer, Registre canadien du cancer, Base canadienne de données de l'état civil.

\* Tendence significativement différente de zéro ( $p < 0.05$ )

\*\* Tendence significativement différente de zéro ( $p < 0.01$ )

faible. Chez la femme, le taux d'incidence a diminué pour tous les groupes d'âge de moins de 60 ans, le recul étant significatif pour les jeunes femmes dans la vingtaine et dans la trentaine. Le taux n'a augmenté significativement que chez les femmes de 70 à 79 ans, et ce, à un rythme comparable à celui observé pendant la période précédente. Ces tendances sont moins prononcées chez les hommes,

avec un recul non significatif chez ceux de moins de 50 ans, une augmentation d'environ 2 % pour les groupes des 50 à 69 ans et des 80 ans et plus, et une hausse significativement, plus importante pour le groupe des 70 à 79 ans.

Les tendances associées aux taux de mortalité par âge ont également changé pendant la période de référence la plus récente. Pour le groupe des 60 ans

### Qu'est-ce qu'un mélanome?

On estime qu'en 1998, 3 150 nouveaux cas de mélanome seront diagnostiqués au Canada, faisant de ce cancer le neuvième parmi les principales formes observées chez l'homme ainsi que chez la femme<sup>16</sup>. Ce nombre ne représente que 5 % environ des 64 000 nouveaux cas d'autres formes de cancer de la peau, principalement des épithélioma basocellulaires ou des épithélioma épidermoïdes spinocellulaires.

Cependant, le mélanome est, de loin, la forme la plus grave de cancer de la peau, causant chaque année environ trois fois plus de décès (environ 740 en 1998) que toutes les autres formes confondues. Bien qu'on l'ait considéré à une époque comme une maladie quasi mortelle, on observe maintenant des taux de survie assez élevés cinq ans après le diagnostic : 88 % chez la femme et 74 % chez l'homme<sup>17</sup>.

Le mélanome malin est une forme morphologique (ou histologique) de tumeur qui peut avoir d'autres sièges primaires que la peau. Le mélanome prend naissance dans des cellules qui produisent un pigment appelé mélanine. Il peut se développer à partir d'un naevus, ou verrue pigmentée, qui ne pose normalement aucun danger pour la santé. Le mélanome à extension superficielle, forme la plus courante chez l'homme et chez la femme, se développe en général à partir d'un naevus préexistant. Au Canada, il représente de 40 % à 50 % des mélanomes du tronc, des bras et des jambes. Au départ, la tumeur est plane, mais, à mesure qu'elle se développe, la surface peut s'élever et devenir irrégulière à la suite de la pénétration dans le derme (couche épaisse de tissu située juste sous la surface de la peau)<sup>18</sup>. L'exposition au soleil périodique plutôt que chronique<sup>19</sup> et la formation de naevi atypiques pendant l'enfance<sup>18</sup> sont liées à l'apparition de cette tumeur.

Le mélanome nodulaire a aussi tendance à se développer à partir d'une lésion préexistante, mais sa croissance se fait plus verticalement que celle du mélanome à extension superficielle qui a tendance à se propager horizontalement<sup>18</sup>. Il représente environ 10 % des mélanomes, tous sièges confondus, y compris la tête. Le mélanome malin sur mélanose de Dubreuilh est une lésion plane,

brune, liée à l'exposition aux rayons du soleil au travail. Elle se manifeste en cas d'exposition chronique au soleil<sup>18</sup>. Au Canada, où il affecte principalement la tête et le visage, il représente environ 25 % des mélanomes ayant ce siège. Une quatrième forme, le mélanome des extrémités de type lentigo, survient principalement sur la paume de la main ou sur la plante du pied et s'observe le plus fréquemment chez les populations à peau foncée<sup>18</sup>.

La relation entre l'exposition au soleil et le risque de tumeur est plus complexe pour le mélanome que pour d'autres formes de cancer de la peau pour lesquelles il existe une corrélation directe avec l'exposition chronique aux rayonnements ultraviolets du soleil<sup>20</sup>. L'exposition intense, mais périodique, aux rayons du soleil pendant l'enfance et/ou les congés est le principal facteur de risque lié au mélanome, l'exposition chronique jouant un rôle moins important. On pense maintenant que la lumière ultraviolette est à la fois le déclencheur du processus carcinogénique pendant l'enfance et le promoteur de l'évolution pré-maligne et maligne subséquente commençant au début de l'âge adulte<sup>21</sup>. Les antécédents de coups de soleil, la peau claire, le nombre croissant de naevi, l'existence de naevi dysplastiques, les mélanomes antérieurs et les antécédents familiaux sont d'autres facteurs de risque<sup>20</sup>.

Traité convenablement à un stade précoce, le mélanome est une maladie éventuellement guérissable. On considère généralement que la détection précoce des lésions, avant la formation de métastases, explique l'amélioration des taux de survie<sup>20</sup>. Cependant, selon certains chercheurs, le dépistage précoce permettrait de déceler les mélanomes invasifs qui ne sont pas susceptibles de former des métastases, sans nécessairement réduire le nombre diagnostiqué de cas avancés de la maladie<sup>13,22</sup>. L'intervention chirurgicale, forme principale de traitement, comprend l'ablation de la tumeur (et d'une large berce de peau saine autour de celle-ci). La radiothérapie permet de prévenir l'extension de la tumeur. Jusqu'à présent, la chimiothérapie et l'immunothérapie n'ont produit des effets à long terme que dans une minorité de cas<sup>18</sup>.

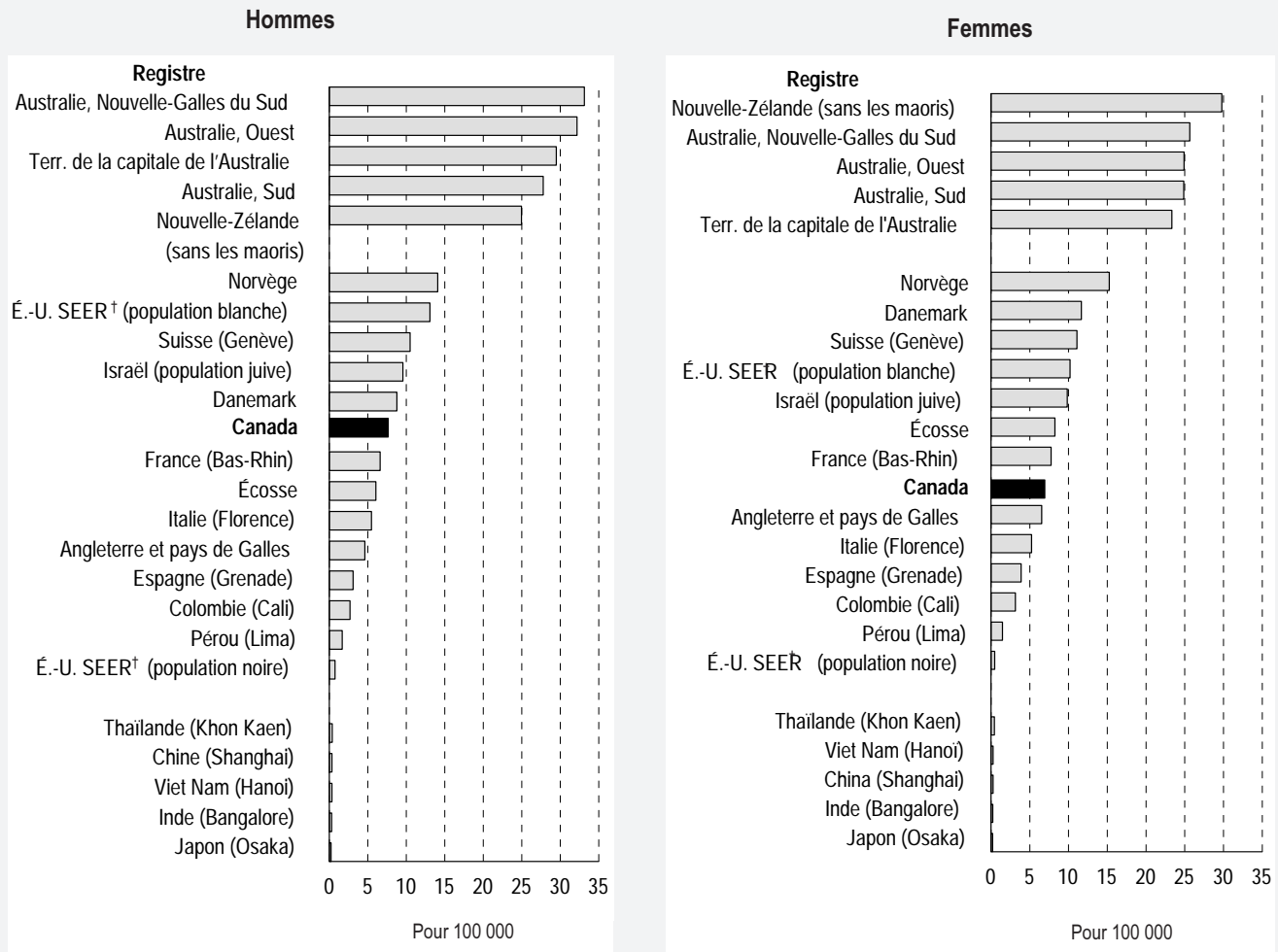
## Comparaison internationale des tendances

On enregistre le taux d'incidence du mélanome le plus élevé parmi les populations blanches d'Australie et de Nouvelle-Zélande, qui sont les pays les plus proches de l'équateur, et le plus faible parmi les populations asiatiques et noires de l'Inde, de la Chine, du Japon, de la Thaïlande et des États-Unis. Au Canada, le taux correspond environ au quart du taux le plus élevé observé en Australie, mais est 25 fois plus élevé que le taux le plus faible observé<sup>2</sup>.

Ces dernières années, on a mentionné une augmentation de l'incidence du mélanome — mais une stabilisation de la mortalité due à ce cancer — aux États-Unis, au Danemark et au Royaume-Uni, avec une certaine tendance à la baisse pour les groupes d'âge jeunes<sup>2,23</sup>. Il est possible qu'une plus grande

sensibilisation aux signes et aux symptômes du mélanome contribue au diagnostic plus précoce de lésions moins profondes, pour lesquelles la probabilité de survie est meilleure<sup>13</sup>. Le surdiagnostic de tumeurs qui sont essentiellement bénignes pourrait aussi être à l'origine d'une tendance à la hausse de l'incidence sans baisse de la mortalité<sup>13, 22, 24</sup>. Cependant, les rapports faisant récemment état d'une baisse légère de la mortalité due au mélanome chez la femme en Australie et en Écosse ne soutiennent pas cette hypothèse<sup>25, 26</sup>. On attribue cette baisse à une modification du mode de vie en vue de limiter l'exposition au soleil qui ferait suite à des programmes de formation du public<sup>25</sup>.

Taux comparatifs d'incidence du mélanome dans divers pays, de 1988 à 1992



Source des données : Référence 27

Nota : Les taux comparatifs sont calculés en prenant pour référence la population mondiale type. Le graphique inclut les registres ayant relevé les cinq taux les plus élevés et les cinq taux les plus faibles, ainsi que certaines populations pour lesquelles les taux sont intermédiaires.

† The Surveillance, Epidemiology and End Results program (États-Unis)



et plus, la mortalité a augmenté chez les hommes et les femmes pendant les deux périodes de référence. Chez la femme, on enregistre une baisse non significative pour la plupart des groupes d'âge de moins de 60 ans. Par contre, chez l'homme, la baisse de mortalité est statistiquement significative pour le groupe des 30 à 39 ans; pour le groupe des 40 à 59 ans, le taux n'a pas augmenté de façon significative.

### Lien entre l'évolution des tendances et la cohorte de naissance

L'évolution des tendances observées pour les taux par âge dépend de la cohorte de naissance. On a analysé les effets de cohorte en traçant la courbe du taux d'incidence par âge selon l'année médiane de naissance (données non présentées). Pour l'homme, on observe les hausses les plus fortes du taux d'incidence du mélanome chez les sujets nés entre 1905 et 1909 et entre 1925 et 1929. Dans le cas de la femme, on enregistre les hausses les plus fortes du taux pour celles nées entre 1915 et 1919 et entre 1925 et 1929. Ces résultats sont comparables aux données sur l'incidence publiées en Norvège<sup>28</sup> et aux données sur la mortalité publiées en Australie<sup>25</sup>, ainsi qu'en Angleterre et au pays de Galles<sup>23</sup> (voir *Comparaison internationale des tendances*). On note aussi une légère baisse de l'incidence chez les Canadiennes nées en 1950 ou après, mais le taux chez leurs homologues masculins a tendance à se stabiliser. Ces résultats sont comparables à ceux qui se dégagent de l'analyse du taux de mortalité<sup>17,18,23,25</sup>.

Outre les effets de cohorte de naissances, on distingue un effet de période de référence, puisque les taux se sont stabilisés ou ont diminué pour la plupart des groupes d'âge chez les hommes de moins de 45 ans et les femmes de moins de 55 ans. On a établi un lien entre ces effets de cohorte et la variation de l'exposition aux rayons du soleil<sup>17,18,23,25</sup>, plus précisément une évolution dans le type de vêtements portés pendant les activités de loisirs en plein air<sup>28</sup>.

### Variation des taux selon la région

Au Canada, les taux d'incidence du mélanome et de mortalité par ce cancer varient d'une région à l'autre

(tableau 1). Si l'on calcule les moyennes sur cinq ans, de 1989 à 1993, ce sont la Colombie-Britannique, la Nouvelle-Écosse et l'Île-du-Prince-Édouard qui affichent les taux d'incidence les plus élevés pour les hommes et les femmes. Les taux sont également élevés en Ontario, au Nouveau-Brunswick, en Alberta et en Saskatchewan. En revanche, les taux observés au Québec sont environ la moitié de la moyenne nationale. Les taux sont faibles aussi pour les hommes à Terre-Neuve.

Chez l'homme, le taux de mortalité par mélanome est généralement élevé en Ontario et dans les Provinces maritimes. Chez la femme, le taux est élevé en Ontario et en Colombie-Britannique. Le taux de mortalité est assez bas au Québec et au Manitoba, mais c'est à Terre-Neuve qu'il est le plus faible et ceci pour les deux sexes.

Le taux de mortalité par mélanome est non seulement plus faible chez la femme que chez l'homme, mais aussi relativement plus faible que le taux d'incidence de cette maladie. Le rapport de la mortalité à l'incidence est de l'ordre de 25 % chez

Tableau 1  
Taux comparatifs d'incidence du mélanome et de mortalité par ce cancer, selon le sexe, Canada, provinces ou territoire, de 1989 à 1993

Province	Taux d'incidence		Taux de mortalité	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
	Pour 100 000			
<b>Canada</b>	<b>9,8</b>	<b>8,7</b>	<b>2,5</b>	<b>1,4</b>
Terre-Neuve	4,9	7,0	1,0	0,4
Île-du-Prince-Édouard	12,3	11,5	3,6	1,1
Nouvelle-Écosse	12,7	11,5	3,1	1,1
Nouveau-Brunswick	10,9	10,4	3,0	1,0
Québec	4,8	4,4	1,8	1,2
Ontario	12,1	9,8	3,0	1,6
Manitoba	9,2	9,1	1,9	1,3
Saskatchewan	10,5	9,3	2,2	1,3
Alberta	10,1	9,9	2,5	1,4
Colombie-Britannique	12,4	12,2	2,8	1,7
Yukon	8,1	2,8	5,7	–
Territoires du Nord-Ouest	3,0	6,5	3,0	–

**Source des données :** Système national de déclaration des cas de cancer, Registre canadien du cancer, Base canadienne de données de l'état civil.

**Nota :** Les taux comparatifs sont calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991 corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement.

– Néant

l'homme, mais à peine de 16 % chez la femme, reflétant la survie plus forte de la femme. Le rapport de la mortalité à l'incidence est élevé au Québec pour les deux sexes, observation que l'on explique en partie par l'enregistrement incomplet des nouveaux cas<sup>7,12</sup>. Cependant, comme le taux de mortalité observé au Québec n'atteint que 70 % à 85 % de la moyenne canadienne, il se pourrait que certains facteurs de protection jouent un rôle. Enfin, il se pourrait que le rapport anormalement faible observé chez les hommes et les femmes de Terre-Neuve soit dû, en partie, au petit nombre de cas.

### Incidence plus forte chez la femme jusqu'à 50 ans

Parmi les cancers qui affectent l'homme et la femme de 30 à 39 ans le mélanome se classe troisième par ordre d'incidence décroissante. Le taux d'incidence augmente régulièrement avec l'âge chez l'homme, mais a tendance à plafonner et à augmenter moins

rapidement après 45 ans chez la femme (graphique 3). Néanmoins, il est plus élevé chez la femme que chez l'homme jusqu'à 50 ans.

### Atteinte du tronc chez l'homme, de la jambe chez la femme

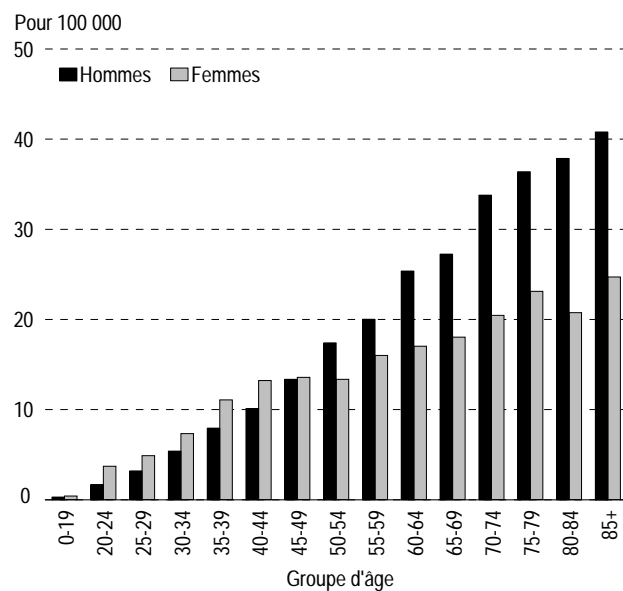
L'augmentation globale de l'incidence du mélanome observée dans les années 1970 et au début des années 1980 résulte principalement de l'augmentation spectaculaire de l'incidence du mélanome au tronc chez l'homme et à la jambe chez la femme (graphique 4). Le plafonnement subséquent du taux global chez l'homme résulte de la stabilisation des taux d'incidence du mélanome au tronc, à la jambe et, éventuellement, à la tête. Néanmoins, le taux d'incidence du mélanome au bras a continué d'augmenter chez l'homme et est maintenant comparable à celui observé pour la femme. Chez celle-ci, la baisse légère des taux enregistrés pour les tumeurs de la jambe et du tronc explique la stabilisation du taux global d'incidence du mélanome.

Donc, en 1993, chez l'homme, le mélanome touchait presque deux fois plus fréquemment le tronc que la tête ou les bras. Chez la femme, ce sont les jambes qui étaient atteintes le plus fréquemment, suivie par les bras et le tronc. Ces variations du taux d'incidence selon le siège reflètent des différences d'exposition aux rayonnements ultraviolets, exposition qui dépend probablement des modes vestimentaires<sup>28,29</sup>.

### Variation de l'incidence selon le siège

La courbe de l'incidence du mélanome en fonction de l'âge varie considérablement selon la partie du corps atteinte (données non présentées). Ces résultats reflètent peut-être des variations dans les habitudes d'exposition au soleil en ce qui concerne la durée, l'intensité et l'intermittence au cours de la vie<sup>30</sup>, ainsi que l'évolution des modes vestimentaires<sup>28,31</sup>. Le mélanome de la tête est celui pour lequel on observe la tendance la plus marquée. Les taux sont comparables et faibles pour les deux sexes jusqu'à l'âge de 50 ans. Puis ils augmentent régulièrement et exponentiellement, mais sont en général au moins deux fois plus élevés chez l'homme

Graphique 3  
Taux d'incidence par âge du mélanome, selon le sexe, Canada, de 1989 à 1993



Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer, Registre canadien du cancer.

que chez la femme. Cette élévation des taux chez l'homme, causée en grande partie par l'incidence plus forte du mélanome de l'oreille, du cuir chevelu et de la nuque<sup>19</sup>, est attribuable à la calvitie chez l'homme et au fait que les femmes ont les cheveux plus longs<sup>29</sup>.

Le taux d'incidence par âge du mélanome du tronc augmente entre 20 et 24 ans et est le même pour les deux sexes jusqu'à 35 ans. Ensuite, il plafonne chez les femmes, pour diminuer légèrement à partir de 50 ans environ. Chez l'homme, le taux continue d'augmenter jusqu'à 60 ans, âge auquel il est alors au moins trois fois plus élevé que chez la femme. Puis il plafonne et finit par diminuer à partir de 80 ans.

La similitude des taux d'incidence par âge observée chez l'homme et chez la femme jusqu'à l'âge de 30 ans pour le mélanome du tronc tient sans doute au fait que les niveaux d'exposition au soleil sont comparables avant la puberté. Le taux en fonction de l'âge chez l'homme continue probablement d'augmenter à cause d'une exposition

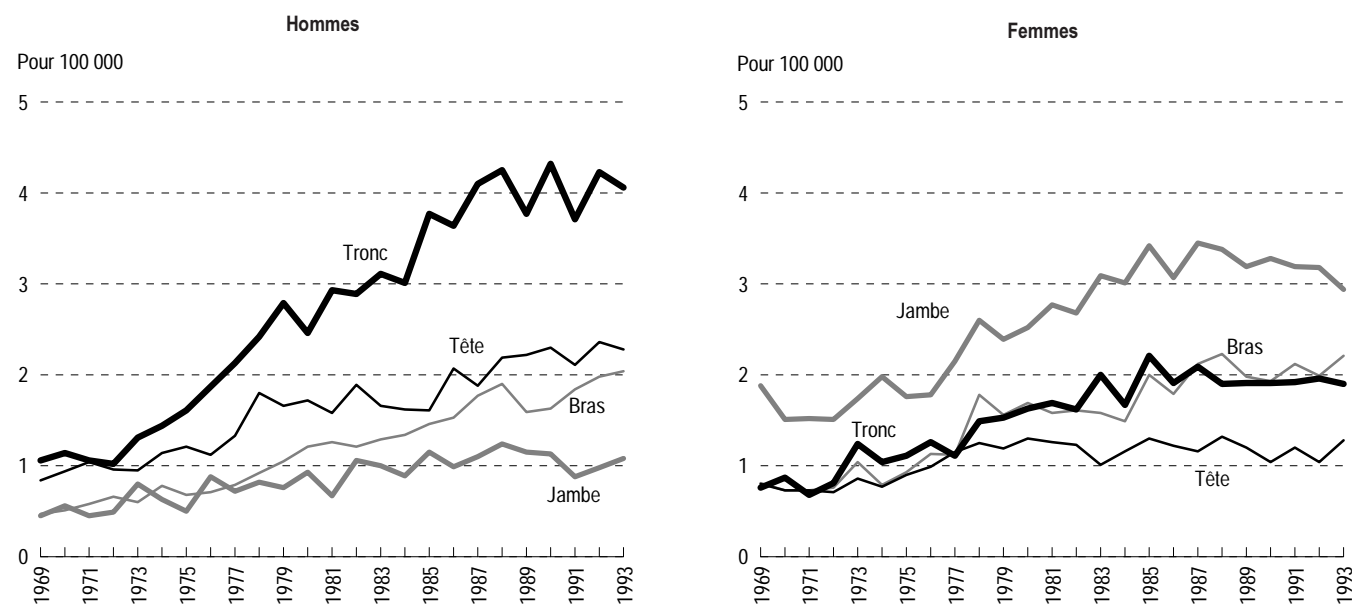
périodique supplémentaire au soleil au début de l'âge adulte, parce que les jeunes hommes exposent leur tronc au soleil pendant les loisirs et les activités professionnelles<sup>31</sup>, tandis que les jeunes femmes le font principalement pendant les loisirs, surtout lors de bains de soleil (voir *Exposition au soleil*).

Le taux d'incidence du mélanome du bras est presque le même chez l'homme que chez la femme, augmentant régulièrement pour finir par plafonner pour le groupe des 70 à 79 ans. On observe des taux légèrement plus élevés chez la femme que chez l'homme jusqu'à l'âge de 50 ans, mais un peu plus faibles pour le groupe des 60 ans et plus, peut-être parce que les femmes et les hommes exposent autant leurs bras au soleil, ayant autant tendance à porter des vêtements à manches courtes ou sans manches.

Chez la femme, l'incidence du mélanome de la jambe augmente régulièrement. Elle atteint un maximum pour le groupe de 65 à 74 ans, puis diminue légèrement chez les 80 ans et plus. Chez l'homme, le taux est plus faible et augmente plus lentement, mais assez régulièrement, jusqu'à l'âge

Graphique 4

Taux comparatifs d'incidence du mélanome, selon le siège secondaire et le sexe, Canada, de 1969 à 1993



Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer, Registre canadien du cancer,

Nota : Les taux comparatifs sont calculés en prenant pour référence la population du Canada de 1991 corrigée pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement.





pourrait diminuer maintenant après avoir augmenté rapidement pendant des années. Depuis le milieu des années 1970, les femmes ont tendance à porter des jupes plus longues ou des pantalons, et il est possible que cette protection contre le soleil ait suffi à réduire leur risque de présenter un mélanome.

### Mot de la fin

Il est généralement admis que les coups de soleil subis pendant l'enfance peuvent être à l'origine d'un mélanome. Toutefois, l'exposition au soleil peut aussi promouvoir l'apparition d'un mélanome chez l'adulte. Au Canada, l'évolution des tendances de l'incidence du mélanome et de la mortalité due à ce cancer semble liée à celle des habitudes d'exposition au soleil et de protection adoptées au début de l'enfance et à l'âge adulte. Le fait que les enfants et les adultes se soient davantage exposés au soleil ait augmenté au cours de notre siècle tandis que les activités de loisir et les tenues de plein air se sont modifiées pourrait expliquer, du moins en partie, la hausse des taux observés dans les années 1970. Aujourd'hui, les taux baissent chez les jeunes Canadiens, mais continuent d'augmenter chez les personnes plus âgées. Il est donc permis de croire que les habitudes d'exposition au soleil sont différentes chez les personnes nées après 1950.

L'incidence du mélanome pour certaines parties du corps s'est stabilisée ou a commencé à diminuer au cours des 10 dernières années. Ce phénomène aussi laisse entendre que l'évolution des habitudes d'exposition au soleil et de protection, dont le port de vêtements et l'utilisation d'un écran solaire qui se sont sans doute répandus depuis que, au début des années 1980, on a commencé à diffuser des messages d'avertissement contre les méfaits du soleil, ont une incidence sur l'état de la santé.

Le mélanome est maintenant plus fréquent chez l'homme que chez la femme et, bien que les taux de survie soient généralement élevés, les hommes sont plus susceptibles que les femmes d'être emportés par ce cancer. Cependant, les hommes sont plus nombreux que les femmes à déclarer des coups de soleil multiples et ils utilisent des méthodes de protection différentes.

Il serait souhaitable de tenir compte de ces

différences de comportements selon le sexe lors de la production de messages visant à promouvoir la protection contre le soleil. En outre, les programmes de promotion de la santé conçus pour limiter l'exposition au soleil devraient s'appuyer sur diverses stratégies. Par exemple, en Australie<sup>4,32</sup>, les campagnes vont de la publication d'articles dans les magazines de mode à la création d'un plus grand nombre de zones ombragées lors de manifestations publiques. Certains organismes canadiens ont récemment atteint un consensus recommandant des stratégies très variées afin de réduire les risques que posent le rayonnement ultraviolet pour la santé<sup>33</sup>. ●

### Remerciements

Nous exprimons notre gratitude aux registres provinciaux et territoriaux du cancer et aux registraires de l'état civil qui ont fourni les données sur l'incidence et sur la mortalité à Statistique Canada.

### Références

1. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer 1994*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 1994.
2. B. Armstrong et A. Knicker, « Cutaneous mélanome », (s. la dir. de) R. Doll, J.F. Jr. Fraumeni, C.S. Muir, *Cancer Surveys, Vol. 19, Trends in Cancer Incidence and Mortality*, New York, Les Presses du Cold Spring Harbour Laboratory, 1994, p. 219-240.
3. M.P. Coleman, J. Estève, P. Damiecki *et al.*, *Melanoma of the skin – Trends in Cancer Incidence and Mortality*, Agence internationale de la recherche sur le cancer, série scientifique, n°121, Lyon, Agence internationale de la recherche sur le cancer, 1993 p. 379-410.
4. T. Garvin et J. Eyles, « The sun safety metanarrative: Translating science into public health discourse », *Policy Sciences*, 30, 1997, p. 47-70.
5. G. Bentham et A. Aase, « Incidence of malignant melanoma of the skin in Norway, 1955-1989: Associations with solar ultraviolet radiation, income and holidays abroad », *International Journal of Epidemiology*, 25(6), 1996, p.1132-1138.

6. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer 1997*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 1997.
7. L.A. Gaudette et J. Lee, *L'incidence du cancer au Canada, 1969-1993*, (Statistiques Canada, n° 82-566-XPB au catalogue), Ottawa, Ministère de l'Industrie, 1997.
8. Statistique Canada, *Mortalité — Liste sommaire des causes, volume III — Statistiques de l'état civil, 1996*, (Statistique Canada, n° 82M0019GPF au catalogue) Ottawa, Ministère de l'Industrie, 1995.
9. Statistique Canada, *Le guide de l'utilisateur des micros-données : l'enquête sur l'exposition au soleil, 1996*, (Statistique Canada, n° 82M0019GPF au catalogue) Ottawa, Ministère de l'Industrie, 1997.
10. L.A. Gaudette, T. LaBillois, R.-N. Gao *et al.*, « L'assurance de la qualité du registre canadien du cancer », Symposium 1996, *Erreurs non-dues à l'échantillonnage : recueil*, (Statistique Canada, n° 11-522-XPB au catalogue) Ottawa, Ministère de l'Industrie, 1997, p. 249-260.
11. V.W. Chen, X.C. Wu et P.A. Andrews (s. la dir. de), *Cancer in North America, 1990-1994, Volume One: Incidence*, Sacramento, California, North American Association of Central Cancer Registries, 1998.
12. N.D. Le, L.D. Marrett, D.L. Robson *et al.*, *Répartition géographique de l'incidence du cancer au Canada, volume I : Incidence du cancer au Canada*, Ottawa, (Santé Canada, 1996 n° H49-6/1-1996 au catalogue) Ottawa. Ministère des Approvisionnements et Services Canada, 1996.
13. R.C. Burton et B.K. Armstrong, « Recent incidence trends imply a non-metastasizing form of invasive melanoma », *Melanoma Research*, 4, 1996, p.107-113.
14. Organisation mondiale de la santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, des traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la neuvième révision, 1975, volume 1, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
15. C. Percy, V. Van Holten et C. Muir, (s. la dir. de) *Classification internationale des maladies pour l'oncologie*, 2e édition, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1990.
16. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer 1998*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 1998.
17. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer 1993*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 1993.
18. S.E. Singletary et C.M. Balch, « Malignant melanoma », (s. la dir. de) A.I. Holleb, D.J. Fink et G.P. Murphy, *American Cancer Society Textbook of Clinical Oncology*, Atlanta, American Cancer Society, 1991, p. 263-270.
19. D.E. Elder, « Skin cancer: melanoma and other specific nonmelanoma skin cancers », *Cancer*, 75(1), supplément, 1995, p.245-256.
20. National Cancer Institute, (s. la dir. de) A. Harras, B.K. Edwards, W.J. Blot et L.S. Gloeckler-Ries, *Cancer: Rates and Risks*, 4e édition, Bethesda, Maryland, National Institutes of Health, 1996.
21. J.M. Elwood et R.P. Gallagher, « Sun exposure and the epidemiology of melanoma », (s. la dir. de) R.P. Gallagher et J.M. Elwood, *Epidemiological Aspects of Cutaneous Malignant Melanoma*, Boston, Kluwer Academic Publishers, 1994, p. 15-66.
22. D.S. Rigel, « Malignant melanoma: incidence issues and their effect on diagnosis and treatment in the 1990s », *Mayo Clinic Proceedings*, 72, 1997, p. 367-371.
23. A. Streetly et H. Markowe, « Changing trends in the epidemiology of malignant melanoma: Gender differences and their implications for public health », *International Journal of Epidemiology*, 24(5), 1995, p. 897-907.
24. D.S. Rigel, R.J. Friedman et A.W. Kopf, « The incidence of malignant melanoma in the United States: Issues as we approach the 21st century », *Journal of the American Academy of Dermatology*, 34, 1996, p. 839-847.
25. G.G. Giles, B.K. Armstrong, R.C. Burton *et al.*, « Has mortality from melanoma stopped rising in Australia? Analysis of trends between 1931 and 1994 », *British Medical Journal*, 312, 1996, p. 1121-1125.
26. R.M. MacKie, D. Hole, J.A.A. Hunter *et al.*, « Cutaneous malignant melanoma in Scotland: Incidence, survival, and mortality, 1979-94 », *British Medical Journal*, 315, 1997, p. 1117-1121.
27. D.M. Parkin, S.L. Whelan, J. Ferlay *et al.*, (s. la dir. de) *Cancer Incidence in Five Continents, volume VII*, Agence internationale de la recherche sur le cancer, série scientifique n° 143, Lyon, Agence internationale de la recherche sur le cancer, 1997.
28. A. Aase et G. Bentham, « Gender, geography and socio-economic status in the diffusion of malignant melanoma risk », *Social Science and Medicine*, 42(12), 1996, p. 1621-1637.
29. J.-L. Bulliard, B. Cox et J.M. Elwood, « Comparison of the site distribution of melanoma in New Zealand and Canada », *International Journal of Cancer*, 72, 1997, p. 231-235.
30. S. Franceschi, F. Levi, L. Randimbison *et al.*, « Site distribution of different types of skin cancer: New aetiological clues », *International Journal of Cancer*, 67(1), 1996, p. 24-28.
31. R.P. Gallagher, B. Ma, D.I. McLean *et al.*, « Trends in basal cell carcinoma, squamous cell carcinoma, and melanoma of the skin from 1973 through 1987 », *Journal of the American Academy of Dermatology*, 23, 1990, p. 413-421.
32. D. Hill, V. White, R. Marks *et al.*, « Changes in sun-related attitudes and behaviours, and reduced sunburn prevalence in a population at high risk of melanoma », *European Journal of Cancer Prevention*, 2, 1993, p. 447-456.
33. C.J. Mills, K. Trouton et L. Gibbons, « Deuxième colloque sur les maladies liées aux rayonnements ultraviolets », *Maladies chroniques au Canada*, 18(1) 1997, p. 31-44.

## Annexe

Tableau A

Nombre de nouveaux cas et taux comparatifs, bruts et par âge d'incidence du mélanome, selon le sexe et l'âge au moment du diagnostic, Canada, de 1969 à 1993

Année	Nombre de cas	Taux comparatif d'incidence	Taux brut	Groupe d'âge							
				0-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80+
Pour 100 000 personnes											
<b>Hommes</b>											
1969	257	3,2	2,4	0,1	1,9	3,2	3,2	5,2	5,5	9,4	15,8
1970	291	3,5	2,7	0,3	1,2	3,3	4,7	5,8	7,3	9,0	13,9
1971	303	3,4	2,7	0,2	1,6	2,7	4,8	6,3	7,3	9,4	14,8
1972	321	3,6	2,9	0,3	2,1	2,9	4,2	6,0	7,8	10,6	10,4
1973	376	4,1	3,3	0,3	2,0	3,6	4,6	7,9	8,7	9,3	22,8
1974	409	4,4	3,6	0,3	2,0	3,2	5,9	8,6	8,3	11,7	24,7
1975	432	4,6	3,7	0,1	2,5	4,9	4,9	8,1	8,1	16,3	16,4
1976	493	5,1	4,2	0,3	2,2	4,9	7,6	8,3	11,2	12,8	18,3
1977	547	5,5	4,6	0,2	2,5	3,5	9,7	10,4	11,8	13,7	18,8
1978	636	6,5	5,3	0,3	2,7	5,5	8,7	10,1	14,6	16,5	31,3
1979	690	6,8	5,7	0,2	2,6	6,1	8,9	13,2	13,3	19,5	28,1
1980	720	6,9	5,9	0,1	2,3	6,5	8,9	12,7	17,3	20,0	22,4
1981	754	7,0	6,1	0,2	2,9	6,8	8,6	12,7	18,4	17,0	22,5
1982	812	7,5	6,5	0,2	2,5	6,1	8,1	15,0	18,6	22,3	35,1
1983	829	7,6	6,5	0,3	2,3	6,2	9,0	14,6	17,0	22,4	37,0
1984	845	7,4	6,6	0,2	2,9	6,4	10,3	14,0	18,0	19,5	26,6
1985	1 007	8,7	7,8	0,3	2,5	7,3	11,1	16,9	24,7	21,4	30,7
1986	1 043	9,0	8,0	0,3	3,0	6,7	11,6	15,6	22,6	26,1	41,6
1987	1 162	9,7	8,8	0,2	3,1	8,1	13,3	17,1	23,5	31,4	30,7
1988	1 285	10,4	9,6	0,4	3,5	7,7	13,0	18,9	28,8	33,7	32,0
1989	1 178	9,4	8,7	0,2	2,5	7,1	11,3	18,0	23,7	31,7	37,4
1990	1 294	10,1	9,4	0,3	1,9	7,2	12,0	18,7	27,7	35,2	43,1
1991	1 199	9,1	8,6	0,3	3,0	5,7	11,0	17,3	23,6	32,6	35,7
1992	1 390	10,3	9,8	0,4	2,6	6,5	12,1	20,7	28,1	37,2	35,9
1993	1 392	10,1	9,7	0,3	2,5	6,5	11,4	18,5	28,0	37,1	42,7
<b>Femmes</b>											
1969	402	4,6	3,8	0,3	2,1	4,4	7,5	7,3	9,7	10,3	14,8
1970	374	4,1	3,5	0,3	3,1	4,0	6,1	7,5	6,0	10,5	9,4
1971	368	4,0	3,4	0,2	2,5	3,4	6,3	6,5	6,6	10,4	14,7
1972	385	4,0	3,5	0,4	2,4	4,2	6,6	6,5	6,5	10,6	9,5
1973	502	5,2	4,5	0,3	4,0	5,7	8,6	7,1	8,0	11,6	15,1
1974	501	5,0	4,4	0,3	3,1	4,6	7,8	8,7	9,7	10,4	16,8
1975	526	5,1	4,5	0,3	3,1	5,4	7,2	9,4	9,6	11,6	15,0
1976	589	5,6	5,0	0,3	3,0	6,6	7,6	10,6	10,8	10,2	19,4
1977	644	6,0	5,4	0,2	3,4	6,7	9,8	10,1	9,8	13,1	21,8
1978	834	7,6	6,9	0,5	4,7	9,2	11,3	13,6	12,5	14,5	20,7
1979	790	7,1	6,5	0,3	4,2	7,9	10,9	11,6	14,0	14,7	20,2
1980	861	7,5	7,0	0,4	5,1	8,1	11,8	11,4	15,5	15,2	18,0
1981	914	7,8	7,3	0,2	4,9	9,5	12,0	13,8	13,8	15,4	18,3
1982	905	7,5	7,1	0,3	4,6	9,2	11,1	12,4	13,2	16,6	20,3
1983	989	8,1	7,7	0,5	4,4	10,1	11,7	16,0	13,8	14,2	19,8
1984	966	7,7	7,5	0,5	4,4	9,7	9,8	12,6	15,0	16,9	21,7
1985	1 207	9,4	9,2	0,5	4,9	11,5	14,3	15,7	18,4	18,6	27,2
1986	1 092	8,3	8,3	0,4	5,2	8,9	12,8	13,7	14,9	20,1	22,2
1987	1 241	9,3	9,3	0,4	5,7	10,4	15,0	14,4	18,2	20,3	21,8
1988	1 249	9,2	9,2	0,5	4,9	10,5	14,8	15,9	16,1	19,7	24,9
1989	1 214	8,7	8,8	0,3	4,9	9,9	13,3	15,4	15,2	18,9	25,1
1990	1 222	8,5	8,7	0,5	4,1	8,8	14,1	14,9	17,0	19,1	21,8
1991	1 285	8,8	9,1	0,3	4,9	8,9	13,6	14,5	18,1	22,6	20,9
1992	1 297	8,6	9,0	0,5	4,0	9,5	12,5	13,3	18,9	22,8	21,3
1993	1 356	8,8	9,3	0,4	3,8	8,6	13,4	15,2	18,3	24,2	23,8

Source des données : Système national de déclaration des cas de cancer, Registre canadien du cancer.

Tableau B  
 Nombre de décès et taux comparatifs, bruts et par âge de mortalité par mélanome, selon le sexe, Canada, de 1969 à 1996

Année	Nombre de décès	Taux comparatif de mortalité	Taux brut	Groupe d'âge							
				0-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80+
Pour 100 000 personnes											
<b>Hommes</b>											
1969	111	1,4	1,1	-	0,6	0,9	1,3	2,0	4,4	3,8	8,3
1970	107	1,3	1,0	-	0,3	0,9	1,1	2,7	3,7	4,1	8,1
1971	100	1,2	0,9	-	0,4	0,4	2,3	1,7	2,8	2,6	8,4
1972	122	1,4	1,1	-	0,5	0,7	1,9	2,2	2,7	5,3	10,4
1973	129	1,4	1,1	-	0,3	1,2	2,3	2,4	3,7	4,1	5,5
1974	149	1,6	1,3	-	0,5	1,0	2,2	2,9	4,3	5,1	8,2
1975	157	1,7	1,4	-	0,7	1,3	1,7	3,0	3,9	6,0	9,6
1976	139	1,5	1,2	-	0,5	1,2	2,0	3,0	2,2	6,0	6,8
1977	145	1,5	1,2	-	0,4	1,2	1,8	3,3	3,8	4,4	6,0
1978	186	1,9	1,5	0,1	0,4	1,1	2,8	3,7	5,0	5,9	7,3
1979	171	1,7	1,4	-	0,3	1,2	1,8	4,0	4,2	4,6	9,8
1980	176	1,7	1,4	-	0,5	1,6	2,2	3,1	3,7	5,5	7,7
1981	220	2,1	1,8	-	0,4	1,4	2,7	4,1	5,6	7,1	10,6
1982	222	2,1	1,8	-	0,4	1,2	1,9	5,0	6,1	6,0	11,5
1983	244	2,3	1,9	-	0,6	1,3	2,4	4,1	6,4	7,5	13,5
1984	229	2,1	1,8	0,1	0,6	1,1	2,2	3,8	5,2	7,0	16,4
1985	279	2,5	2,2	0,1	0,4	1,3	2,5	4,5	7,0	9,5	16,5
1986	255	2,3	2,0	-	0,4	1,7	2,6	3,1	5,7	9,4	12,8
1987	234	2,0	1,8	0,1	0,4	1,3	2,1	4,0	5,7	7,0	8,2
1988	260	2,1	1,9	-	0,5	1,3	2,0	4,6	5,5	9,6	8,4
1989	317	2,6	2,3	-	0,3	1,4	3,2	4,7	6,8	10,6	13,2
1990	318	2,6	2,3	-	0,1	1,7	2,1	4,6	6,4	10,9	19,1
1991	330	2,6	2,4	-	0,2	1,2	2,4	5,1	8,1	10,0	13,5
1992	337	2,6	2,4	-	0,3	1,0	2,1	4,5	8,5	10,9	17,1
1993	323	2,4	2,3	-	0,4	1,1	2,4	4,0	6,7	11,0	13,6
1994	373	2,7	2,6	-	0,4	1,1	2,3	4,9	8,4	12,7	14,1
1995	380	2,7	2,6	-	0,4	0,9	2,3	4,2	9,4	11,4	18,2
1996	367	2,5	2,5	-	0,3	0,5	2,8	5,1	7,6	10,6	15,1
<b>Femmes</b>											
1969	113	1,3	1,1	-	0,4	0,6	2,3	2,9	2,7	3,6	4,9
1970	95	1,1	0,9	-	0,4	1,1	1,1	1,3	2,2	4,9	5,8
1971	90	1,0	0,8	-	0,2	0,4	1,6	2,1	2,1	3,4	4,9
1972	127	1,3	1,1	0,1	0,7	0,7	1,8	1,9	2,9	4,4	7,6
1973	104	1,1	0,9	-	0,3	1,0	1,5	1,8	1,5	4,5	5,5
1974	129	1,3	1,1	-	0,4	0,8	1,6	2,7	3,1	3,6	7,5
1975	115	1,1	1,0	-	0,4	0,8	1,9	1,5	2,2	3,6	6,9
1976	132	1,3	1,1	-	0,2	1,4	1,5	2,3	2,8	4,1	6,2
1977	131	1,2	1,1	-	0,5	1,0	1,7	1,7	3,0	4,2	6,4
1978	145	1,3	1,2	0,1	0,4	1,0	1,1	2,0	4,4	3,7	6,9
1979	135	1,2	1,1	-	0,3	0,9	1,3	3,0	2,4	4,1	5,2
1980	145	1,2	1,2	-	0,3	0,7	1,7	3,3	1,9	3,6	7,8
1981	151	1,3	1,2	-	0,4	1,1	1,8	2,3	3,2	3,8	5,1
1982	179	1,5	1,4	-	0,3	1,5	1,9	2,9	2,8	4,6	8,2
1983	187	1,5	1,5	-	0,4	1,1	1,9	3,0	3,5	4,9	7,2
1984	184	1,5	1,4	-	0,4	1,2	1,9	2,2	3,5	4,0	8,7
1985	208	1,6	1,6	-	0,3	1,3	2,1	2,5	4,0	5,1	9,3
1986	173	1,3	1,3	-	0,1	1,0	1,3	2,4	3,1	5,6	6,4
1987	201	1,5	1,5	-	0,4	0,9	2,0	3,3	2,8	5,2	7,2
1988	189	1,3	1,4	-	0,3	0,8	1,7	3,0	2,9	4,3	7,7
1989	200	1,4	1,4	-	0,5	0,9	1,7	1,6	3,4	5,5	8,1
1990	179	1,2	1,3	-	0,2	0,9	1,2	2,7	2,4	4,9	7,3
1991	213	1,4	1,5	-	0,3	0,7	1,9	2,2	3,3	5,7	8,9
1992	237	1,5	1,6	0,1	0,2	0,9	2,3	2,4	3,6	5,4	9,4
1993	239	1,5	1,6	0,1	0,2	1,4	1,7	1,8	3,9	5,9	8,1
1994	237	1,5	1,6	-	0,2	0,5	2,1	2,7	4,3	5,0	7,4
1995	271	1,6	1,8	-	0,2	0,7	1,4	2,5	4,6	7,8	9,9
1996	260	1,5	1,7	0,1	0,3	0,7	2,0	2,1	4,1	5,7	9,6

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

- Néant



# Niveau de scolarité de la mère et facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin

Wayne J. Millar et Jiajian Chen

## Résumé

### Objectifs

Le présent article examine la corrélation entre le niveau de scolarité de la mère, l'usage du tabac pendant la grossesse et d'autres facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin.

### Source des données

Les données sont tirées de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) de 1994-1995. L'analyse porte sur un sous-échantillon de 4 181 enfants de moins de deux ans et se fonde sur les renseignements fournis par la mère biologique.

### Techniques d'analyse

On a estimé les rapports de cotes pour le retard de croissance intra-utérin par régression logistique, en tenant compte des effets exercés par le niveau de scolarité de la mère, l'usage du tabac pendant la grossesse, le niveau de revenu du ménage, la situation familiale, l'âge de la mère à l'accouchement et le recours à des soins prénataux.

### Principaux résultats

Le niveau de scolarité de la mère et l'usage du tabac pendant la grossesse sont des facteurs qui semblent influencer indépendamment l'un de l'autre sur le risque de retard de croissance intra-utérin si l'on tient compte d'autres facteurs de risque pour un tel retard. Les effets exercés par le niveau de scolarité, l'usage du tabac et d'autres facteurs de risque sont probablement sous-estimés, puisque l'analyse vise uniquement les enfants encore en vie au moment de l'entrevue.

### Mots-clés

Issue de la grossesse, faible poids de naissance, comportement maternel, exposition de la mère, usage du tabac pendant la grossesse.

### Auteurs

Wayne J. Millar (613) 951-1631, millway@statcan.ca, et Jiajian Chen (613) 951-5059, chenja@statcan.ca travaillent à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

La prévention du retard de croissance intra-utérin est un important objectif de santé publique dans la stratégie globale d'amélioration de la santé de l'enfant<sup>1-3</sup>. On considère comme présentant un retard de croissance intra-utérin les nouveau-nés dont le poids de naissance est inférieur au 10<sup>e</sup> percentile de la norme canadienne la plus récente pour le poids de naissance compte tenu du sexe du nouveau-né, de l'âge gestationnel et du type de grossesse (simple ou multiple)<sup>4</sup>. Le risque de mortalité prénatale et postnatale pourrait être plus élevé chez l'enfant présentant un retard de croissance intra-utérin que chez celui ayant un poids de naissance normal<sup>5,6</sup>. Bien que le retard de croissance intra-utérin et la prématurité (âge gestationnel inférieur à 37 semaines, quel que soit le poids de naissance) soient des facteurs qui causent tous deux un faible poids de naissance, le premier semble plus susceptible que l'autre d'entraîner un retard de croissance ultérieur de l'enfant, qui restera petit<sup>7,8</sup>.



Plusieurs études réalisées au Canada à partir des statistiques de l'état civil montrent qu'il existe une corrélation inverse entre le risque d'issues défavorables de la grossesse et le statut socioéconomique<sup>6,9,10</sup>. Le niveau de scolarité, l'un des principaux indicateurs du statut socioéconomique, est également fortement associé à plusieurs autres facteurs de risque<sup>7,11-14</sup>. Certains facteurs posant un risque d'issue défavorable de la grossesse sont généralement plus fréquents chez les femmes ayant un faible niveau de scolarité. Ce sont

notamment la grossesse à l'adolescence, le fait d'élever seule un enfant, d'avoir un revenu faible, de ne pas avoir eu de soins prénataux et de fumer pendant la grossesse<sup>3,11,15-29</sup>.

Le présent article se fonde sur les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) de 1994-1995. On y évalue, pour des enfants de moins de deux ans, l'importance relative de certains facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin, ainsi que l'association entre le niveau de scolarité de la mère et ces facteurs de

## Méthodologie

### Source des données

Les données proviennent du premier cycle de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) réalisé en 1994-1995. La population cible de l'enquête comprenait les enfants, de la naissance, jusqu'à 11 ans. Dans chaque ménage participant à l'ELNEJ, on a choisi au hasard jusqu'à quatre enfants et on a posé une question pour déterminer quelle personne dans le ménage était la mieux informée à leur sujet. Pour 91,3 % des enfants sélectionnés, cette personne était la mère (dans 89,9 % des cas, la mère biologique; dans 1,4 % des cas, la belle-mère, la mère adoptive ou la mère de famille d'accueil).

Le premier cycle de l'ELNEJ a produit un échantillon de 13 439 ménages dans lesquels on a sélectionné 22 831 enfants pour participer à l'enquête. On recueillera des renseignements sur ces enfants tous les deux ans, jusqu'à ce qu'ils atteignent l'âge adulte<sup>1</sup>. Le taux de réponse global des ménages a atteint 86 %. Pour l'échantillon d'enfants choisis, les taux de réponse aux questions sur leur santé et sur les caractéristiques de la personne la mieux informée (l'adulte qui a fourni les renseignements) ont dépassé 91 %.

Cette analyse porte uniquement sur un sous-échantillon de 4 181 enfants de moins de deux ans dont on a interviewé la mère biologique (tableau A en annexe)<sup>30</sup>. Toutes les réponses concernant l'issue de la grossesse reposent sur les souvenirs de la mère. L'analyse porte avant tout sur les nouveau-nés qui présentaient un retard de croissance intra-utérin, c'est-à-dire dont le poids de naissance était inférieur au 10<sup>e</sup> percentile compte tenu du sexe de l'enfant, de l'âge gestationnel et du type de grossesse (simple ou multiple).

### Techniques d'analyse

On a examiné plusieurs facteurs comportementaux, démographiques et socioéconomiques posant un risque de retard de croissance intra-utérin (voir *Définitions*). On a recouru à la régression logistique multiple pour estimer les rapports de cotes pour le retard de croissance intra-utérin ajustés pour tenir compte des effets exercés par le niveau de scolarité de la mère, le niveau de revenu du ménage, l'âge de la mère à l'accouchement, la situation familiale, l'obtention de soins prénataux et l'usage du tabac pendant la grossesse.

L'analyse multivariée porte sur 4 060 enfants ayant moins de deux ans en 1994-1995 dont la mère a fourni des renseignements sur toutes les variables faisant partie du modèle. On a éliminé les cas pour lesquels certaines données manquaient. On a pondéré l'échantillon en appliquant des poids d'échantillonnage ajustés de façon à obtenir une moyenne de 1.

Les pourcentages utilisés ici correspondent aux chiffres de prévalence non ajustés (tableau 1 et graphique 1), tandis que les rapports de cotes ajustés (tableau 2) correspondent aux estimations calculées grâce au modèle de régression logistique multiple, qui tient compte de l'effet des autres variables introduites dans l'analyse. On présente aussi les rapports de cotes non ajustés (tableaux B et C en annexe).

Pour illustrer les effets exercés sur le retard de croissance intra-utérin par l'usage du tabac et le niveau de scolarité de la mère, on a calculé la probabilité estimative du retard pour divers scénarios en remplaçant les valeurs des variables indépendantes dans le modèle de régression logistique multiple. Ces estimations, fondées sur le modèle, ne s'appliquent qu'à l'échantillon courant.

risque (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*). Certaines études ont déjà mis en évidence la relation qui existe entre les facteurs de risque liés aux issues défavorables de la grossesse, mais la plupart de ces travaux n'avaient pas la portée nationale de l'ELNEJ<sup>7</sup>.

### Niveau de scolarité de la mère et retard de croissance intra-utérin

Le niveau de scolarité affecte l'aptitude à gagner sa vie, donc à bien se nourrir et se loger, à obtenir des soins de santé adéquats et à bénéficier d'autres conditions matérielles propices au bon déroulement de la grossesse. Une bonne instruction peut aussi faciliter l'accès à l'information et l'utilisation de cette dernière<sup>12</sup>. Enfin, le niveau de scolarité influence plusieurs comportements touchant la santé et qui sont susceptibles d'avoir un impact sur l'issue de la grossesse.

D'après l'ELNEJ, 6 % des enfants de moins de deux ans, c'est-à-dire environ 42 100, présentaient un retard de croissance intra-utérin à la naissance (tableau 1). La proportion varie considérablement selon le niveau de scolarité de la mère, passant de 12 % pour les enfants dont la mère n'avait pas fini l'école secondaire à 5 % pour ceux dont la mère avait un diplôme de niveau postsecondaire. Ces résultats sont semblables à ceux obtenus lors de la récente étude de cohortes de naissances<sup>6</sup>.

### Facteurs de risque

Le facteur de risque de retard de croissance intra-utérin sans doute le plus connu est le tabagisme pendant la grossesse. L'usage du tabac provoque chez le fœtus une carence en oxygène qui peut retarder sa croissance et le bébé peut avoir un faible poids de naissance<sup>31-33</sup>. Environ 12 % des enfants de moins de deux ans dont la mère avait fumé pendant la grossesse présentaient un retard de croissance intra-utérin à la naissance, comparativement à 4 % seulement de ceux dont la mère n'avait pas fumé (tableau 1, tableau C en annexe).

Le revenu du ménage est aussi corrélé au retard de croissance intra-utérin. En effet, 9 % des enfants issus d'un ménage à faible revenu présentaient un

tel retard à la naissance, contre 4 % de ceux qui étaient issus d'un ménage à revenu élevé. La situation familiale est également associée au retard de croissance intra-utérin. Ce retard était présent chez 10 % des enfants élevés par une mère seule, mais chez 6 % de ceux qui étaient nés dans une famille biparentale.

Très peu de mères n'ont pas reçu de soins prénataux, (tableau A en annexe) mais 11 % des enfants de ce petit groupe présentaient un retard de croissance intra-utérin à la naissance. En revanche, la prévalence du retard de croissance intra-utérin ne varie pas en fonction de l'âge de la mère à l'accouchement.

Tableau 1  
Enfants de moins de deux ans présentant un retard de croissance intra-utérin à la naissance, selon les caractéristiques de la mère, Canada, territoires non compris, 1994-1995

Caractéristiques de la mère	Retard de croissance intra-utérin	
	Nombre	% de tous les enfants de moins de 2 ans
<b>Total des enfants de moins de 2 ans présentant un retard de croissance intra-utérin</b>	<b>42 100</b>	<b>6</b>
<b>Niveau de scolarité<sup>†</sup></b>		
Pas de diplôme d'étude secondaires	12 900	12
Diplôme d'étude secondaires/études postsecondaires partielles	17 100	6
Diplôme d'études postsecondaires	12 000	5
<b>Usage du tabac pendant la grossesse<sup>†</sup></b>		
Plus de 11 cigarettes par jour	6 900	13
D'une à 10 cigarettes par jour	12 400	12
Ne fumait pas	21 700	4
<b>Revenu du ménage</b>		
Faible	11 900	9
Moyen	27 400	6
Élevé	2 800	4
<b>Situation familiale</b>		
Mère seule	7 900	10
Père présent	34 200	6
<b>Âge à l'accouchement</b>		
<20	1 500	7
20 à 24	7 300	7
25 à 34	27 700	6
35+	5 600	7
<b>Obtention de soins prénataux<sup>†</sup></b>		
Non	1 800	11
Oui	39 200	6

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

<sup>†</sup> N'inclut pas les cas pour lesquels des données manquent.

## Niveau de scolarité de la mère

On note une forte corrélation entre le niveau de scolarité de la mère et l'usage du tabac (graphique 1 et tableau B en annexe). Ce résultat n'a rien d'étonnant, puisque la prévalence de l'usage du tabac est généralement plus forte chez les personnes dont le niveau de scolarité est assez faible<sup>34</sup>. Quarante-quatre pour cent des mères n'ayant pas obtenu leur diplôme d'études secondaires ont fumé pendant leur grossesse, comparativement à 13 % de celles qui avaient terminé des études postsecondaires. De surcroît, l'intensité du tabagisme diminue quand le niveau de scolarité augmente. Environ 16 % des mères n'ayant pas terminé l'école secondaire fumaient plus de 10 cigarettes par jour, tandis que 4 % seulement de celles titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires fumaient autant (données

non présentées). Ces résultats corroborent ceux d'études antérieures<sup>27,29</sup>.

Comme on s'y attendait, on constate une association entre le faible niveau de scolarité de la mère et le fait de vivre dans un ménage à faible revenu, d'élever seule un enfant et d'être enceinte à l'adolescence. En outre, proportionnellement plus de mères n'ayant pas fini leurs études secondaires que de mères titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires n'ont pas reçu de soins prénataux.

De toute évidence, le niveau de scolarité de la mère est fortement corrélé plusieurs facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin. Il est manifeste qu'un bon nombre de ces facteurs sont interdépendants. Par exemple, les caractéristiques qui consistent à élever seule un enfant, à être enceinte à l'adolescence et à avoir un revenu faible coexistent fréquemment (données non présentées).

## Définitions

Les données sur le retard de croissance intra-utérin n'ont pas été recueillies directement dans le cadre de l'ELNEJ. Elles ont été déduites des renseignements sur l'âge gestationnel et sur le poids de naissance de l'enfant. On a demandé aux mères : « Est-ce que ... est né/née avant ou après terme? ». À celles qui ont déclaré que l'enfant n'était pas né à la date prévue, on a demandé de préciser combien de jours avant ou après cette date avait eu lieu l'accouchement. On leur a également demandé : « Quel était son poids à la naissance, en kilogrammes et en grammes ou en livres et en onces? » On a comparé les renseignements sur la durée de la grossesse et sur le poids de naissance aux normes canadiennes relatives au poids de naissance pour repérer les cas de retard de croissance intra-utérin, c'est-à-dire ceux pour lesquels le poids de naissance était inférieur au 10<sup>e</sup> percentile compte tenu du sexe de l'enfant, de l'âge gestationnel et du type de grossesse (simple ou multiple)<sup>4</sup>. On parle de retard de croissance intra-utérin chez les nouveau-nés à terme qui présentent une insuffisance de poids par rapport à leur âge gestationnel<sup>7,35,36</sup>.

On a évalué l'usage du tabac pendant la grossesse en demandant aux mères : « Avez-vous fumé pendant que vous étiez enceinte de ...? » À celles qui ont répondu par l'affirmative, on a demandé : « Combien de cigarettes par jour fumiez-vous pendant que vous étiez enceinte de ...? ». On a classé les réponses en trois catégories : Ne fume pas, fume de 1 à 10 cigarettes par jour et fume au moins 11 cigarettes par jour. On leur a aussi demandé : « À quel stade de la grossesse avez-vous fumé cette quantité de

cigarettes? » On a ensuite répété la question en précisant « au premier trimestre », « au deuxième trimestre » et « au troisième trimestre ». Pour chaque trimestre, les mères devaient répondre par « oui » ou par « non ». Une des contraintes de ce genre de question est qu'une réponse négative peut signifier que la mère a fumé un nombre plus grand ou plus faible de cigarettes pendant cette période. On ne connaît donc pas la quantité de cigarettes que les femmes fumaient à chaque trimestre et on n'a pu utiliser ce renseignement dans l'analyse. En fait, les questions de l'ELNEJ ne permettraient pas de déceler les mères qui auraient vraiment cessé de fumer à un stade particulier de la grossesse.

Le niveau de scolarité de la mère est classifié comme suit : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires ou études postsecondaires partielles, et diplôme d'études postsecondaires.

D'après la taille du ménage, on a calculé les quintiles de revenu du ménage que l'on a ensuite regroupés en catégories de revenu faible (premier et deuxième quintiles), de revenu moyen (troisième et quatrième quintiles) et de revenu élevé (cinquième quintile).

L'âge de la mère à l'accouchement est classifié comme suit : moins de 20 ans, de 20 à 24 ans, de 25 à 34 ans, et 35 ans et plus.

La situation familiale correspond à la situation de mère seule ou à celle de famille biparentale (y compris celles où l'homme est un beau-père).

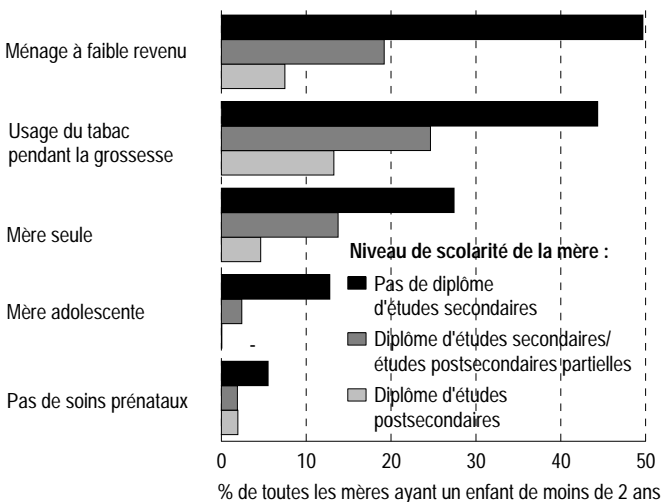
Par soins prénataux on entend les soins prénataux prodigués à la mère par un médecin, une infirmière ou une sage-femme.

## Usage du tabac et niveau de scolarité

Si l'on tient compte des effets exercés par le niveau de scolarité de la mère, le niveau de revenu du ménage, l'âge de la mère à l'accouchement, la situation familiale et l'obtention de soins prénataux, la cote exprimant le risque de retard de croissance intra-utérin est nettement plus élevée lorsque la mère a fumé pendant sa grossesse (tableau 2). Comparativement aux mères qui n'ont pas fumé, le rapport de cotes chez les femmes qui fument beaucoup (2,7) aussi bien que chez celles qui fument de façon modérée (2,6).

De surcroît, même si l'on tient compte des effets exercés par l'usage du tabac pendant la grossesse, le niveau de revenu du ménage, l'âge de la mère à l'accouchement, la situation familiale et l'obtention de soins prénataux, l'association entre le faible niveau de scolarité et le retard de croissance intra-utérin persiste. La cote exprimant le risque de présenter un retard de croissance intra-utérin à la naissance est deux fois plus élevée (2,1) pour les enfants dont la mère n'a pas terminé l'école secondaire que pour ceux dont la mère possède un diplôme d'études postsecondaires.

Graphique 1  
Fréquence des facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin chez les mères des enfants de moins de deux ans, selon le niveau de scolarité, Canada, territoires non compris, 1994-1995



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

Par contre, quand on tient compte de l'effet des autres facteurs de risque, on constate que l'âge de la mère à l'accouchement, le niveau de revenu du ménage, le fait d'élever seule son enfant et d'obtenir des soins prénataux ne sont pas statistiquement significatifs sur le risque de retard de croissance intra-utérin. Cela pourrait s'expliquer par, un effet de sélection lié à l'état de santé, autrement dit, au fait que les nouveau-nés de très faible poids de naissance soient décédés avant l'entrevue de l'ELNEJ, si bien que les facteurs de risque associés à leur naissance (et à leur décès subséquent) ne sont pas pris en compte dans l'analyse.

Tableau 2  
Rapports de cotes ajustés pour le retard de croissance intra-utérin à la naissance chez les enfants de moins de deux ans, selon les caractéristiques de la mère, Canada, territoires non compris, 1994-1995

Caractéristiques de la mère	Rapports de cotes ajustés	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Niveau de scolarité</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires	2,1 **	1,4, 3,1
Diplôme d'études secondaires/études postsecondaires partielles	1,3	0,9, 1,8
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	...
<b>Usage du tabac pendant la grossesse</b>		
Plus de 11 cigarettes par jour	2,7**	1,9, 4,0
D'une à 10 cigarettes par jour	2,6**	1,9, 3,5
Ne fumait pas†	1,0	...
<b>Revenu du ménage</b>		
Faible	1,7	0,9, 3,1
Moyen	1,6	0,9, 2,7
Élevé†	1,0	...
<b>Situation familiale</b>		
Mère seule	1,2	0,8, 1,8
Père présent†	1,0	...
<b>Âge à l'accouchement</b>		
<20	0,5	0,3, 1,1
20 à 24	0,8	0,5, 1,1
25 à 34†	1,0	...
35+	1,1	0,8, 1,7
<b>Obtention de soins prénataux</b>		
Non	1,2	0,6, 2,4
Oui†	1,0	...

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

Nota : L'analyse multivariée porte sur 4 060 enfants de moins de 2 ans dont la mère a fourni des renseignements sur toutes les variables du modèle.

† Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0.

... N'ayant pas lieu de figurer

\*  $p < 0,05$

\*\*  $p < 0,01$

## Profils

La manière dont varie la probabilité d'avoir un enfant qui présente un retard de croissance intra-utérin selon que la mère fume ou non et qu'elle ait ou non un faible niveau de scolarité témoigne de l'effet prononcé de ces facteurs. Considérons, par exemple, les enfants mis au monde par une mère seule de 25 à 34 ans qui n'a pas de diplôme d'études secondaires, dont le revenu est faible, qui n'a pas reçu de soins prénataux et qui a beaucoup fumé pendant sa grossesse. La probabilité estimative de présenter un retard de croissance intra-utérin à la naissance est de 26 % pour ces enfants, mais elle tombe à 11 % pour ceux dont la mère présente les mêmes

caractéristiques, mais sans avoir fumé pendant sa grossesse.

Les écarts entre les probabilités d'un retard de croissance intra-utérin à la naissance observées pour les enfants dont la mère présente ces mêmes caractéristiques, sauf pour le niveau de scolarité, témoignent de l'importance de ce facteur. Pour les enfants mis au monde par une mère seule de 25 à 34 ans titulaire d'un diplôme d'études postsecondaires, dont le revenu est faible, qui n'a pas reçu de soins prénataux et qui n'a pas fumé pendant la grossesse, la probabilité estimative d'un retard de croissance intra-utérin diminue presque de moitié, passant de 11 % à 6 %.

## Limites

Les estimations produites dans le cadre de cette analyse sont prudentes. L'association entre les facteurs de risque et le retard de croissance intra-utérin pourrait être entachée d'un biais de sélection. En effet, la mortalité a tendance à être plus forte chez les nouveau-nés de faible poids de naissance ou prématurés. Or, l'ELNEJ ne fournit aucun renseignement sur les enfants décédés avant l'âge de deux ans. Par conséquent, le nombre d'enfants présentant un retard de croissance intra-utérin à la naissance pourrait être sous-estimé et les effets des facteurs de risque, atténués.

Dans une certaine mesure, la sous-estimation de la prévalence des nouveau-nés présentant un retard de croissance intra-utérin (comparativement aux statistiques de l'état civil) pourrait tenir au fait que les résultats de l'ELNEJ reposent sur les souvenirs de la mère quant à la date prévue de l'accouchement et au poids de l'enfant à la naissance. Ces renseignements pourraient varier en fonction de l'examen clinique effectué par le médecin et des souvenirs qu'a la mère de ce qui lui a été dit.

Le fait que la mère ne puisse se rappeler exactement, ou ait de la réticence à admettre, le nombre de cigarettes qu'elle a fumées pendant sa grossesse pourrait amoindrir la corrélation entre l'usage du tabac et le retard de croissance intra-utérin<sup>15,37</sup>. L'association de type dose-réponse peu prononcée pourrait aussi être due au manque de spécificité des données sur les périodes d'exposition du fœtus<sup>16</sup>. On obtiendrait vraisemblablement de meilleures estimations de l'usage du tabac si l'on se servait de marqueurs

biochimiques au lieu de se fier à des renseignements autodéclarés<sup>38</sup>. Lors d'une évaluation de la relation entre le poids de naissance et la dose de tabac, on a constaté que la relation de type dose-réponse entre l'insuffisance de poids à la naissance et le rapport de la concentration des métabolites de la nicotine à celle de la créatinine dans l'urine, était plus forte que celle que l'on dégage de l'autodéclaration de la consommation quotidienne de cigarettes<sup>39</sup>. Selon une étude réalisée récemment au Canada, le poids de naissance moyen est inversement corrélé à la concentration sérique de nicotine de la mère et le risque relatif de retard de croissance intra-utérin est nettement plus élevé chez les fumeuses<sup>40</sup>.

Comme les renseignements sur le niveau de scolarité de la mère ont été recueillis au moment de l'enquête et non au moment de la naissance de l'enfant, il est possible que certaines mères aient poursuivi leurs études entre ces deux événements. Par conséquent, l'association entre le niveau de scolarité de la mère et le retard de croissance intra-utérin du nouveau-né pourrait être légèrement sous-estimée.

L'ELNEJ comprenait des questions sur la consommation d'alcool et de drogues pendant la grossesse, deux pratiques reconnues comme posant un risque de retard de croissance intra-utérin<sup>41</sup>. Cependant, le nombre de femmes qui ont dit avoir consommé des quantités importantes d'alcool est trop faible pour qu'on puisse faire une analyse sérieuse et, à la question sur l'usage de drogues, on n'a pas demandé quelle était la nature des substances consommées. Par conséquent, aucun de ces facteurs de risque n'a été inclus dans le modèle.



Dernier exemple, celui d'enfants nés dans un environnement plus favorable où la mère est mariée, détient un diplôme d'études postsecondaires, vit dans un ménage à revenu élevé, a reçu des soins prénataux et n'a pas fumé pendant sa grossesse. Pour ces enfants, la probabilité estimative de présenter un retard de croissance intra-utérin à la naissance est de 2 %.

### Mot de la fin

Selon les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1994-1995, il existe une corrélation entre, d'une part, le niveau de scolarité de la mère et, d'autre part, l'usage du tabac pendant la grossesse, le niveau de revenu du ménage, la grossesse à l'adolescence, l'âge de la mère à l'accouchement, et le fait d'élever seule son enfant, facteurs qui, chez les enfants de moins de deux ans, posaient tous un risque de présenter un retard de croissance intra-utérin à la naissance. Ces résultats confirment ceux d'une étude canadienne sur la prévalence des comportements à risque pendant la grossesse<sup>42</sup> et d'une analyse récente de l'association entre le niveau de scolarité de la mère et le retard de croissance intra-utérin<sup>6</sup>. Même si l'on tient compte l'effet de ces facteurs de risque, on observe une corrélation entre le faible niveau de scolarité de la mère et l'augmentation de la cote exprimant le risque de donner le jour à un enfant présentant un retard de croissance intra-utérin.

L'usage du tabac pendant la grossesse est l'autre variable qui reste significativement liée à la cote exprimant le risque que le nouveau-né présente un retard de croissance intra-utérin quand on tient compte de l'effet des facteurs confusionnels éventuels. Ces résultats corroborent ceux d'études antérieures<sup>41,43-46</sup>, hormis l'écart faible entre les proportions de nouveau-nés présentant un retard de croissance intra-utérin enregistrées pour les grosses fumeuses et celles qui fument de façon modérée.

Comme on l'a mentionné plus haut, le fait de ne pas observer un lien positif marqué entre le retard de croissance intra-utérin et l'usage du tabac pourrait tenir tant aux questions posées pendant l'ELNEJ pour évaluer la consommation de cigarettes qu'à

l'incapacité de la mère de se souvenir exactement du nombre de cigarettes qu'elle fumait<sup>37</sup>. Il se pourrait aussi que les données soient entachées d'un biais de sélection, puisqu'il existe un lien faible, non statistiquement significatif, entre la consommation de tabac de la mère, particulièrement si elle est élevée, et le faible poids de naissance ou la prématurité (données non présentées).

Les deux facteurs qui, selon cette analyse, font courir un risque de retard de croissance intra-utérin, à savoir le faible niveau de scolarité et l'usage du tabac, pourraient toucher une proportion considérable d'enfants. En 1994-1995, les mères de 17 % d'enfants de moins de deux ans n'avaient pas terminé leurs études secondaires et celles de 23 % avaient fumé pendant leur grossesse.

Au Canada, les enquêtes nationales antérieures sur la santé ne visaient pas à observer le comportement des femmes enceintes à l'égard du tabac. Néanmoins, selon une étude régionale, la prévalence du tabagisme chez les femmes enceintes aurait diminué<sup>29</sup>. Pour réaliser des progrès plus importants, il faudrait examiner le contexte social et environnemental qui suscite les comportements très risqués<sup>17,18,36,42</sup>. La mise sur pied de programmes d'éducation en matière de santé conçus tout spécialement pour les femmes enceintes permettrait peut-être de convaincre une plus forte proportion de ces femmes d'arrêter de fumer que si l'on continuait de leur donner la documentation clinique habituelle<sup>47</sup>. L'éducation au sens large (y compris l'enseignement officiel et les programmes de soins prénataux) semble jouer un rôle important dans le domaine du retard de croissance intra-utérin. Ainsi, les efforts visant à permettre aux femmes de poursuivre des études ou à sensibiliser les femmes enceintes au problème pourraient avoir un effet sur la prévalence du retard de croissance intra-utérin<sup>7,47</sup>. ●



## Références

1. Statistique Canada et le Développement des ressources humaines Canada, *Grandir au Canada, Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes* (volume 1, n° 89-550-MPF au catalogue), Ottawa, Ministère de l'Industrie, 1996.
2. Forum national sur la santé, *La santé au Canada, un héritage à faire fructifier. Volume 1, Rapport final du forum national sur la santé* (n° H21-126/5-1-1997F au catalogue), Ottawa, Ministère des Travaux publics et Services gouvernementaux, 1997.
3. N. Watters et D. Avard, *Prevention of Low Birth Weight in Canada: Literature Review and Strategies*, Ottawa, Canadian Institute of Child Health, 1992.
4. T.E. Arbutckle, R. Wilkins et G.J. Sherman, « Birth weight percentiles by gestational age in Canada », *Obstetrics and Gynecology*, 81(1), 1993, p. 39-48.
5. S. Cnattingius, B. Haglund et M.S. Kramer, « Differences in late fetal death rates in association with determinants of small for gestational age fetuses: population based cohort study », *British Medical Journal*, 316, 1998, p.1483-1487.
6. J. Chen, M. Fair, R. Wilkins *et al.*, « Niveau de scolarité de la mère et mortalité fœtale et infantile au Québec », *Rapports sur la santé*, 10(2), 1998, 57-70 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
7. M. Kramer, « Determinants of low birthweight: methodological assessment and meta-analysis », *Bulletin de l'Organisation mondiale de la santé*, 65(5), 1987, p. 663-737.
8. J. Kline, Z. Stein et M. Susser, « Fetal growth and birth weight: I. Indices, patterns and risk factors », dans *Conception to Birth, Epidemiology of Prenatal Development*, New York, Les Presses de l'Université d' Oxford, 1989, p. 208-218.
9. R. Wilkins, G.J. Sherman et P.A. Best, « Issues de grossesse défavorables et mortalité infantile selon le revenu dans les régions urbaines du Canada en 1986 », *Rapports sur la santé*, 3(1), 1991, p. 7-31 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
10. C. Colin, *Naître égaux et en santé*, Montréal, Gouvernement du Québec, Ministère de la Santé et des Services sociaux, 1989.
11. M. Nordentoft, H.C. Lou, D. Hansen *et al.*, « Intrauterine growth retardation and premature delivery: The influence of maternal smoking and psychosocial factors », *American Journal of Public Health*, 86(3), 1996, p. 347-354.
12. B.A. Christenson et N.E. Johnson, « Educational inequality in adult mortality: an assessment with death certificate data from Michigan », *Demography*, 32(2), 1995, p. 215-229.
13. J. Morrison, J.K. Najman, G.M. Williams *et al.*, « Socioeconomic status and pregnancy outcome. An Australian study », *British Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 96(3), 1989, p. 298-307.
14. M. Winkleby, S. Fortmann et D. Barrett, « Social class disparities in risk factors for disease : eight year prevalence patterns by level of education », *Preventive Medicine*, 19(1), 1990, p. 1-12.
15. S. Cnattingius et B. Haglund, « Decreasing smoking prevalence during pregnancy in Sweden: The effect on small-for-gestational-age births », *American Journal of Public Health*, 87(3), 1997, p. 410-413.
16. J.R. Hebel, N.L. Fox et M. Sexton, « Dose-response of birth weight to various measures of maternal smoking during pregnancy », *Journal of Clinical Epidemiology*, 41(3), 1988, p. 483-489.
17. S. Cnattingius, J. Linkmark, B. Haglund *et al.*, « Who continues to smoke while pregnant? », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 46(3), 1992, p. 218-221.
18. C.J. Hogue et M.A. Hargraves, « Class, race, and infant mortality in the United States », *American Journal of Public Health*, 83(1), 1993, p. 9-12.
19. U. Hogberg, S. Wall et D.E. Wiklund, « Perinatal mortality in a Swedish county 1980-1984. Mortality pattern and its amenability », *Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica*, 69(7-8), 1990, p. 567-573.
20. Y. Robitaille et M.S. Kramer, « Does participation in prenatal courses lead to heavier babies? », *American Journal of Public Health*, 75(10), 1985, p. 1186-1189.
21. R. Behrman (Président), *Preventing Low Birth Weight. Summary*, Washington, D.C, Division of Health Promotion and Disease Prevention, Institute of Medicine, Les Presses de la National Academy, 1985.
22. K.M. Rasmussen et B. Adams, « Annotation: Cigarette smoking, nutrition, and birth weight », *American Journal of Public Health*, 87(4), 1997, p. 543-544.
23. J.C. Kleinman, M.B. Pierre, J.H. Madans *et al.*, « The effects of maternal smoking on fetal and infant mortality », *American Journal of Epidemiology*, 127(2), 1988, p. 274-282.
24. J.C. Kleinman et J.H. Madans, « The effects of maternal smoking, physical stature, and educational attainment on the incidence of low birth weight », *American Journal of Epidemiology*, 121(6), 1985, p. 843-855.
25. I.D. McIntosh, « Smoking and pregnancy: attributable risks and public health implications », *Canadian Journal of Public Health*, 75(2), 1984, p. 141-148.
26. M.B. Meyer et J.A. Tonascia, « Maternal smoking, pregnancy complications, and perinatal mortality », *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 128(5), 1997, p. 494-502.
27. P.J. Stewart et G.C. Dunkley, « Smoking and health care patterns among pregnant women », *Canadian Medical Association Journal*, 133(10), 1985, p. 989-994.
28. L.G. Latulippe, S. Marcoux, J. Fabia *et al.*, « Smoking during labour », *Canadian Journal of Public Health*, 83(3), 1992, p. 184-187.
29. P.J. Stewart, J. Potter, C. Dulberg *et al.*, « Change in smoking prevalence among pregnant women in 1982-93 », *Canadian Journal of Public Health*, 86(1), 1995, p. 37-41.
30. Développement des ressources humaines Canada et Statistique Canada, *Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes*, (fichier de microdonnées à grande diffusion et le guide de l'utilisateur 89M0015GPE) Ottawa, Ministère de l'Industrie, 1997-1998.
31. S.H. Fox, T.D. Koepsell et J.R. Daling, « Birth weight and smoking during pregnancy - Effect modification by maternal age », *American Journal of Epidemiology*, 139(10), 1994, p. 1008-1015.
32. T.R. Martin et M.B. Bracken, « Association of low birth weight with passive smoke exposure in pregnancy », *American Journal of Epidemiology*, 124(4), 1986, p. 633-642.

33. E.L. Abel, « Smoking during pregnancy: a review of effects on growth and development of offspring », *Human Biology*, 52, 1980, p. 593-625.
34. W.J. Millar, « Comment rejoindre les fumeurs de faible niveau de scolarité », *Rapports sur la santé*, 8(2), 1996, p.13-23 (Statistique Canada, n° 82-003-XPB au catalogue).
35. J.L. Kiely et M. Susser, « Preterm birth, intrauterine growth retardation, and perinatal mortality », *American Journal of Public Health*, 82(3), 1992, p. 343-344.
36. M.C. McCormick, « The contribution of low birth weight to infant mortality and childhood morbidity », *New England Journal of Medicine*, 312(2), 1985, p. 82-90.
37. R.P. Ford, D.M. Tappin, P.J. Schluter *et al.*, « Smoking during pregnancy: how reliable are maternal self reports in New Zealand? », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 51, 1997, p. 246-251.
38. J.E. Haddow, G.J. Knight, G.E. Palomaki *et al.*, « Cigarette consumption and serum cotinine in relation to birthweight », *British Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 94(7), 1987, p. 678-681.
39. G.A. Ellard, F.D. Johnstone, R.J. Prescott *et al.*, « Smoking during pregnancy: the dose dependence of birthweight deficits », *British Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 103(8), 1996, p. 806-813.
40. S.L. Perkins, J.M. Belcher et J.F. Livesey, « A Canadian tertiary care centre study of maternal and umbilical cord cotinine levels as markers of smoking during pregnancy: Relationship to neonatal effects », *Canadian Journal of Public Health*, 88(4), 1997, p. 232-237.
41. E. Lieberman, I. Gremy, J.M. Lang *et al.*, « Low birthweight at term and the timing of fetal exposure to maternal smoking », *American Journal of Public Health*, 84(7), 1994, p. 1127-1131.
42. N. Muhajarine, C. D'Arcy et L. Edouard, « Prevalence and predictors of health risk behaviors during early pregnancy: Saskatoon Pregnancy and Health Study », *Canadian Journal of Public Health*, 88(6), 1997, p. 375-379.
43. P.H. Shiono, M.A. Klebanoff et C.G. Rhoads, « Smoking and drinking during pregnancy. Their effects on preterm birth », *Journal of the American Medical Association*, 255(1), 1986, p. 82-84.
44. M. Ounsted, V.A. Moar et A. Scott, « Risk factors associated with small-for-dates and large-for-dates infants », *British Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 92(3), 1985, p. 226-232.
45. T. Mutale, F. Creed, M. Maresh *et al.*, « Life events and low birthweight - analysis by infants preterm and small for gestational age », *British Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 98(2), 1991, p. 166-172.
46. S. Cnattingius, M.R. Forman, H.W. Berendes *et al.*, « Effect of age, parity, and smoking on pregnancy outcome: a population based study », *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 168(1 de 2), 1993, p. 16-21.
47. R.A. Windsor, G. Cutter, J. Morris *et al.*, « The effectiveness of smoking cessation methods for smokers in public health maternity clinics: a randomized trial », *American Journal of Public Health*, 75(12), 1985, p. 1389-1392.

## Annexe

Tableau A  
Répartition des enfants de moins de deux ans selon les caractéristiques de la mère, Canada, territoires non compris, 1994-1995

Caractéristiques de la mère	Taille de l'échantillon	Population estimée	% du total
<b>Tous les enfants de moins de deux ans</b>	<b>4 181</b>	<b>661 849</b>	<b>100</b>
<b>Niveau de scolarité</b>			
Pas de diplôme d'études secondaires	710	112 641	17
Diplôme d'études secondaires/études postsecondaires partielles	1 883	283 018	43
Diplôme d'études postsecondaires	1 577	265 155	40
Données manquantes	11	1 035	--
<b>Usage du tabac pendant la grossesse</b>			
Plus de 11 cigarettes par jour	397	52 942	8
D'une à 10 cigarettes par jour	693	99 885	15
Ne fumait pas	3 043	500 565	76
Données manquantes	48	8 457	1
<b>Revenu du ménage</b>			
Faible	918	130 621	20
Moyen	2 841	452 265	68
Élevé	422	78 963	12
<b>Situation familiale</b>			
Mère seule	522	82 250	12
Père présent	3 659	579 599	88
<b>Âge à l'accouchement</b>			
<20	170	21 462	3
20 à 24	795	108 582	17
25 à 34	2 761	450 136	68
35+	455	81 669	12
<b>Obtention de soins prénataux</b>			
Non	107	16 700	3
Oui	4 030	637 552	96
Données manquantes	44	7 597	1

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

-- Nombres infimes.

Tableau B

Rapports de cotes non ajustés pour les facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin à la naissance, selon le niveau de scolarité des mères d'enfants de moins de deux ans, Canada, territoires non compris, 1994-1995

Facteur de risque/niveau de scolarité de la mère	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Usage du tabac pendant la grossesse</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires	5,2**	4,2, 6,4
Diplôme d'études secondaires/études postsecondaires partielles	2,1**	1,8, 2,6
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	...
<b>A fumé beaucoup pendant la grossesse</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires	4,0**	2,9, 5,5
Diplôme d'études secondaires/études postsecondaires partielles	2,0**	1,5, 2,7
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	...
<b>Revenu du ménage faible</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires	12,2**	9,6, 15,4
Diplôme d'études secondaires/études postsecondaires partielles	2,9**	2,4, 3,6
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0...	...
<b>Mère seule</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires	7,7**	5,8, 10,2
Diplôme d'études secondaires/études postsecondaires partielles	3,3**	2,5, 4,3
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	...
<b>Mère adolescente†</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires	11,2**	7,8, 16,2
Diplôme d'études secondaires ou ayant commencé des études postsecondaires†	1,0	...
<b>Pas de soins prénataux</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires	2,9**	1,8, 4,7
Diplôme d'études secondaires/études postsecondaires partielles	1,0	0,6, 1,6
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	...

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

† Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0.

‡ Comme très peu de mères adolescentes détenaient un diplôme d'études postsecondaires, la catégorie de référence comprend les mères titulaires d'un diplôme d'études secondaires ou ayant commencé des études postsecondaires.

... N'ayant pas lieu de figurer

\*  $p < 0,05$

\*\*  $p < 0,01$

Tableau C

Rapports de cotes non ajustés pour le retard de croissance intra-utérin à la naissance chez les enfants de moins de deux ans, selon les caractéristiques de la mère, Canada, territoires non compris, 1994-1995

Caractéristiques de la mère	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Niveau de scolarité</b>		
Pas de diplôme d'études secondaires	2,7**	2,0, 3,8
Diplôme d'études secondaires/études postsecondaires partielles	1,4	1,0, 1,8
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	...
<b>Usage du tabac pendant la grossesse</b>		
Plus de 11 cigarettes par jour	3,3**	2,3, 4,8
D'une à 10 cigarettes par jour	3,1**	2,3, 4,1
Ne fumait pas†	1,0	...
<b>Revenu du ménage</b>		
Faible	2,8**	1,6, 4,8
Moyen	1,8 *	1,1, 2,9
Élevé†	1,0	...
<b>Situation familiale</b>		
Mère seule	1,7**	1,2, 2,4
Père présent†	1,0	...
<b>Âge à l'accouchement</b>		
<20	1,1	0,6, 2,2
20 à 24	1,1	0,8, 1,6
25 à 34†	1,0	...
35+	1,1	0,8, 1,6
<b>Obtention de soins prénataux</b>		
Non	1,8	1,0, 3,5
Oui†	1,0	...

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

† Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0.

... N'ayant pas lieu de figurer

\*  $p < 0,05$

\*\*  $p < 0,01$

# Niveau de scolarité de la mère et mortalité foetale et infantile au Québec

*Jiajian Chen, Martha Fair, Russell Wilkins, Margaret Cyr et le Groupe d'études de la mortalité foetale et infantile du Système canadien de surveillance périnatale\**

## Résumé

### Objectifs

Le présent article décrit les variations des taux de mortalité foetale et infantile au Québec selon le niveau de scolarité de la mère, le Québec ayant un des taux les plus faibles au Canada.

### Source des données

Les données proviennent du couplage des enregistrements de naissance et de mort infantile (y compris les mortinaissances) pour les cohortes de naissance de 1990-1991 au Québec.

### Principaux résultats

Les taux de mortalité foetale et infantile sont plus élevés chez les enfants dont la mère a moins de 12 années d'études que chez ceux dont la mère a étudié au moins 14 années, même si l'on tient compte de l'âge, de la parité (nombre d'enfants et de mortinaissances auxquels la mère a donné le jour) et de l'état matrimonial de la mère, ainsi que du sexe du nouveau-né. Cependant, si l'on tient compte de l'effet de facteurs intermédiaires, comme le poids de naissance ou l'âge gestationnel de même que la croissance foetale, la variation de la mortalité selon le niveau de scolarité de la mère s'atténue. Si les taux de mortalité pour chaque niveau de scolarité était aussi faible que pour le niveau de scolarité le plus élevé, le nombre de morts foetales et infantiles diminuerait d'environ 20 %.

## Mots-clés

Causes de décès, faible poids de naissance, insuffisance du poids de naissance par rapport à l'âge gestationnel, croissance foetale, surmortalité.

## Auteurs

Jiajian Chen (613) 951-5059, chenjia@statcan.ca;  
Martha Fair (613) 951-1734, fairmar@statcan.ca;  
Russell Wilkins (613) 951-5305, wilkrus@statcan.ca et  
Margaret Cyr (613) 951-1659, cyrmarg@statcan.ca  
travaillent à la Division des statistiques sur la santé,  
Statistique Canada, Ottawa (K1A 0T6).

**A**u cours des dernières décennies, les taux de mortalité foetale et infantile ont diminué rapidement dans les pays industrialisés. Les taux observés au Canada comptent parmi les plus faibles du monde<sup>1-3</sup>. Pourtant, on constate encore d'importantes variations de la mortalité infantile selon le statut socioéconomique<sup>4</sup>.

Il faut étudier la nature et l'ampleur des inégalités sociales qui influent sur la mortalité foetale et infantile si l'on veut continuer de réduire cette mortalité<sup>5,6</sup>. Malheureusement, comme la plupart des registres canadiens de l'état civil ne contiennent pas les données socioéconomiques nécessaires, les études établissant un lien direct entre la mortalité foetale ou infantile et le statut socioéconomique sont peu nombreuses. Le Québec fait toutefois exception, puisque, depuis 1976, les enregistrements de naissance établis dans cette province précisent le niveau de scolarité de la mère.

\* Membres collaborateurs du Groupe d'études de la mortalité foetale et infantile : Michael Kramer, Université McGill; Alexander Allen, Dalhousie University; Linda Bartlett, KS Joseph, Shiliang Liu, Shi Wu Wen, Santé Canada; Robert Liston, Dalhousie University; Sylvie Marcoux, Université Laval; Brian McCarthy, Centers for Disease Control-Atlanta; Douglas McMillan, University of Calgary; Arne Ohlsson, University of Toronto.



On constate systématiquement un lien inverse entre le niveau de scolarité de la mère, c'est-à-dire un paramètre modifiable du statut socioéconomique<sup>7</sup>, et la mortalité infantile. Ce lien est plus fort dans les pays où n'existe aucun régime

universel d'assurance-santé (comme les États-Unis) et plus faible dans les pays qui offrent un régime universel de soins de santé et où le niveau de vie est généralement élevé (comme les pays scandinaves)<sup>8-13</sup>.

## Méthodologie

### Source des données

La présente étude se fonde sur les enregistrements de naissances simples d'enfants vivants de tout poids de naissance ou âge gestationnel, de naissances d'enfants morts-nés pesant au moins 500 grammes et de morts infantiles provenant des cohortes de nouveau-nés de 1990-1991 dont la mère résidait au Québec. Parmi les 192 150 naissances simples enregistrées en tout, on dénombre 859 mortinaissances et 1 004 morts infantiles. On a observé la mortalité pendant un an chez les nouveau-nés vivants en appliquant une méthode probabiliste de couplage des enregistrements pour appairer les enregistrements de la Base canadienne de données sur la natalité aux enregistrements correspondants de la Base canadienne de données sur la mortalité. Le couplage des enregistrements de mort infantile aux enregistrements correspondants de naissance vivante a abouti à un appariement pour 94 % des morts infantiles. L'appariement des enregistrements de naissance et de décès a permis de procéder au classement recoupé des morts infantiles selon l'état matrimonial et la parité de la mère ainsi que selon le poids de naissance et l'âge gestationnel du nouveau-né (voir *Couplage de naissance et de décès* à la page 67).

### Techniques d'analyse

On a calculé les risques relatifs bruts, ainsi que les rapports de cotes bruts et ajustés (par régression logistique) et les rapports de risques (par analyse de survie), afin d'étudier la relation entre le niveau de scolarité de la mère et la mortalité foetale ou infantile. Les facteurs confusionnels étudiés incluent l'âge, l'état matrimonial et la parité de la mère, ainsi que le sexe de l'enfant<sup>7,8,14,15</sup>. On a ajouté le poids de naissance ou l'âge gestationnel et la croissance foetale (voir *Définitions*) aux modèles pour déterminer si ces facteurs intermédiaires modifient l'effet du niveau de scolarité de la mère. Quand on tient compte de l'âge gestationnel et de la croissance foetale dans le modèle, on exclut la variable de faible poids de naissance, puisque ce faible poids est le résultat d'une naissance prématurée, d'un retard de croissance intra-utérin ou de la combinaison des deux facteurs<sup>7,14,16-19</sup>. Dans l'analyse de survie selon la cause, les décès dus à d'autres causes que celles à l'étude

étaient considérés comme des éléments censurés dès qu'ils se produisaient. On a recouru à la méthode de la limite des produits (Kaplan-Meier) pour estimer la mortalité totale cumulée.

Considérant que les taux observés pour le groupe dont le niveau de scolarité est le plus élevé (au moins 14 années d'études) sont une norme réalisable, on a calculé le nombre d'événements en surnombre en soustrayant le nombre d'événements prévus du nombre d'événements observés. Pour déterminer le nombre d'événements prévus, on a appliqué le taux-type réalisable à toutes les naissances pour lesquelles on connaissait le niveau de scolarité de la mère. On a calculé la proportion d'événements que l'on estime évitables en divisant le nombre d'événements en surnombre par le nombre d'événements observés, puis en multipliant le quotient par 100<sup>4</sup>, résultat que l'on connaît plus généralement sous le nom de pourcentage de cas dus au facteur (% CDF) (aussi appelé fraction étiologique du risque ou fraction attribuable).

On se sert ordinairement du % CDF pour montrer quelle part du fardeau d'une maladie pesant sur une population est attribuable aux effets de certains facteurs causals, en supposant qu'aucun facteur confusionnel ne fausse le lien entre l'exposition à la cause et la maladie. On calcule ce pourcentage en appliquant la formule  $100 \times (R_e - R_u) / R_e$  où  $R_e$  représente le risque pour l'ensemble de la population et  $R_u$  le risque pour la population non exposée, ou bien en appliquant la formule  $100 \times (P_{exp} \times (RR-1)) / (1 + P_{exp} \times (RR-1))$ , où  $P_{exp}$  représente la prévalence de l'exposition et  $RR$ , le rapport de risque exprimant la comparaison entre la population exposée et la population non exposée<sup>7,20-23</sup>.

Enfin, comme les deux groupes pour lesquels le niveau de scolarité de la mère est le plus faible (10 années d'études ou moins et 11 années d'études) présentent un intérêt particulier, on a calculé, pour les deux groupes exposés combinés, la fraction attribuable, ainsi que les événements en surnombre, exprimés en pourcentage des événements en surnombre pour l'ensemble de la cohorte pour laquelle on connaît le niveau de scolarité de la mère. La fraction attribuable pour le groupe exposé correspond simplement au nombre d'événements en surnombre associés au facteur de risque, exprimé en pourcentage du nombre total d'événements pour la population exposée au facteur de risque.

Bien que les taux de mortalité fœtale et infantile observés au Québec comptent parmi les plus faibles au Canada<sup>24,25</sup>, on a enregistré, en moyenne, de 1990 à 1992, 1 020 mortinaissances et morts infantiles chaque année, soit un taux annuel de 10 pour 1 000 naissances (total des naissances vivantes et des mortinaissances)<sup>1</sup>.

Le présent article décrit l'effet du niveau de scolarité de la mère sur la mortalité fœtale et infantile au Québec au début des années 1990. Il se fonde sur les enregistrements de naissances vivantes, de mortinaissances et de morts infantiles effectués pour les cohortes de nouveau-nés de 1990-1991 et se limite aux accouchements simples de femmes résidant au Québec à ce moment-là. On a observé la mortalité des enfants vivants de ces cohortes pendant un an (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*).

Cette analyse montre qu'au Québec, les taux de mortalité fœtale et infantile continuent de varier considérablement selon le niveau de scolarité de la mère, bien que la province ait mis en place, depuis de nombreuses années, un régime de santé universel donnant accès à des services de santé gratuits et de bonne qualité. Les résultats laissent entendre que si les taux de mortalité infantile étaient toujours aussi faibles que ceux de la catégorie correspondant au niveau de scolarité le plus élevé, le nombre de morts fœtales et infantiles diminuerait de 20 % environ.

### Mortalité selon l'âge

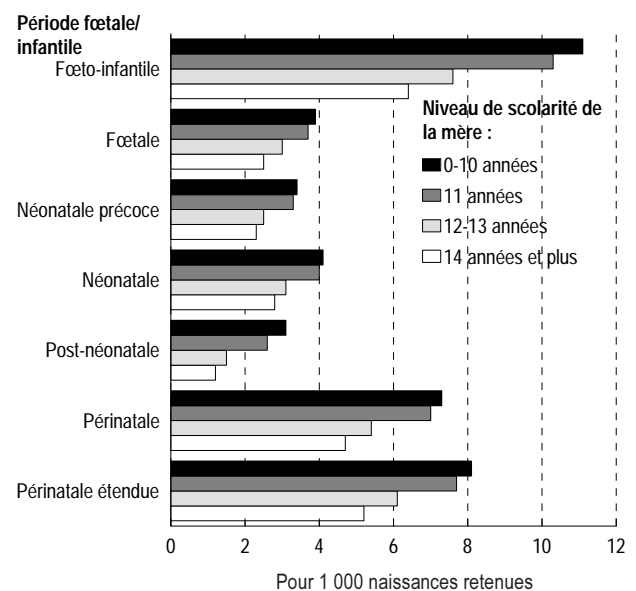
Bien que les taux de mortalité fœtale et infantile soient faibles au Québec, on a dénombré en tout 1 863 mortinaissances et morts infantiles parmi les 192 150 membres des cohortes de naissances simples de 1990 et 1991. Presque la moitié (859) étaient des mortinaissances<sup>26</sup>. En outre, 664 nouveau-nés sont morts dans les 27 premiers jours de vie et 340 autres, avant leur premier anniversaire.

On note un fort lien entre le niveau de scolarité de la mère et la probabilité d'une mortinaissance ou d'une mort infantile. À mesure que le niveau de scolarité de la mère augmente, les taux de mortalité fœtale et infantile diminuent (graphique 1). Le taux global de mortalité fœto-infantile passe de 11,1 morts fœtales et infantiles pour 1 000 naissances chez les mères ayant 10 années

d'études ou moins à 6,4 chez celles ayant achevé au moins 14 années d'études (tableau 1).

La relation entre le faible niveau de scolarité de la mère et la forte mortalité infantile est manifeste, quelle que soit la période de mortalité fœtale ou infantile considérée. C'est durant la période périnatale que l'écart absolu entre les taux est le plus important (graphique 1), tandis que l'écart relatif est le plus prononcé en période post-néonatale (rapports de taux au tableau 1, rapports de cotes au tableau 2). Quel que soit le niveau de scolarité de la mère, l'incidence cumulée des décès et des mortinaissances augmente brusquement entre la 16<sup>e</sup> et la 41<sup>e</sup> semaine de gestation (graphique 2). Après 41 semaines, le taux de mortalité continue d'augmenter chez les nouveau-nés dont la mère appartient à un des deux groupes de niveau de scolarité faible, tandis qu'il se stabilise presque chez ceux dont la mère se classe dans l'un des deux groupes de niveau de scolarité élevé. Cette accentuation de l'écart entre les taux cumulatifs de mortalité observée vers la fin de la première année

Graphique 1  
Taux de mortalité fœtale et infantile par âge, selon le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991



Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité, Statistique Canada.



## Définitions

L'âge de la mère, exprimé en années, est réparti en quatre catégories : 19 ans et moins, de 20 à 24 ans, de 25 à 34 ans et 35 ans et plus.

L'état matrimonial comporte deux catégories : mariée et non mariée. Il convient toutefois d'interpréter les résultats selon l'état matrimonial avec prudence, étant donné la forte prévalence de l'union de fait au Québec.

Le niveau de scolarité de la mère, exprimé en années d'études, est classé en quatre catégories : 10 années ou moins, 11 années, 12 ou 13 années, et 14 années et plus. Cette classification coïncide avec les grandes divisions du système d'enseignement au Québec. Il faut 11 années pour obtenir un diplôme d'études secondaires, 14 années pour terminer un programme d'enseignement général et professionnel (CEGEP) et 16 années pour obtenir un premier diplôme universitaire. Après la 14<sup>e</sup> année, la ventilation du nombre d'années d'études n'indique qu'une variation faible, sans signification statistique, des taux de mortalité foetale et infantile.

La parité désigne la place séquentielle, ou le rang, du nouveau-né vivant ou du mort-né parmi tous les enfants mis au monde par une mère donnée. On distingue quatre catégories : premier, deuxième, troisième et quatrième enfant ou plus.

On répartit le poids de naissance, exprimé en grammes, en quatre catégories : de 500 g à 1 499 g, de 1 500 g à 2 499 g, de 2 500 g à 4 499 g et 4 500 g et plus. Un faible poids de naissance est compris entre 500 g et 2 499 g.

L'âge gestationnel, exprimé en nombre de semaines complètes de grossesse, tel que déclaré par le médecin traitant, est subdivisé en quatre catégories : 33 semaines et moins, de 34 à 36 semaines, de 37 à 41 semaines et 42 semaines et plus. Une naissance prématurée est une naissance qui survient à moins de 37 semaines de gestation.

La croissance foetale, exprimée en centile du poids de naissance selon l'âge gestationnel, le sexe et la pluralité de la grossesse (on ne considère que les grossesses simples dans cette analyse) est classée en trois catégories, d'après les normes canadiennes les plus récentes de poids de naissance<sup>27</sup> : poids de naissance insuffisant pour l'âge gestationnel (inférieur au 10<sup>e</sup> centile), poids de naissance approprié

pour l'âge gestationnel (du 10<sup>e</sup> au 90<sup>e</sup> centile) et poids de naissance élevé pour l'âge gestationnel (supérieur au 90<sup>e</sup> centile).

Les taux de mortalité infantile (de 0 à 364 jours), néonatale (de 0 à 27 jours) ou néonatale précoce (de 0 à 6 jours) correspondent au nombre de nouveau-nés vivants qui sont décédés durant la période précisée pour 1 000 naissances vivantes. À l'exception des analyses par poids de naissance ou par âge gestationnel, on inclut toutes les naissances vivantes dans le dénominateur, quel que soit le poids de naissance ou l'âge gestationnel.

Le taux de mortalité néonatale tardive (de 7 à 27 jours) ou post-néonatale (de 28 à 364 jours), correspond au nombre de morts infantiles survenues durant la période précisée pour 1 000 nouveau-nés ayant survécus au-delà de la fin de la période précédente.

Le taux de mortalité foeto-infantile (mortinaissances + décès entre 0 et 364 jours), foetale (mortinaissance), périnatale (mortinaissance + décès de 0 à 6 jours) ou périnatale étendue (mortinaissance + décès de 0 à 27 jours), correspond à la somme du nombre de mortinaissances et du nombre de morts infantiles survenues durant la période précisée pour 1 000 mortinaissances et naissances vivantes. Dans tous les cas, on définit la mortinaissance comme l'accouchement d'un enfant mort-né pesant au moins 500 g, quel que soit l'âge gestationnel.

On ne peut additionner des taux dont les dénominateurs diffèrent. Par exemple, la somme des taux de mortalité néonatale et post-néonatale n'est pas égale au taux de mortalité infantile.

Les causes sous-jacentes de décès sont codées conformément à la *Classification internationale des maladies*, neuvième révision (*CIM-9*)<sup>28</sup>. Leur classement, fondé sur les catégories proposées par les membres de l'International Collaborative Effort on Perinatal and Infant Mortality, est le suivant : états congénitaux, mort soudaine du nourrisson (MSN), états liés à l'asphyxie, états liés à l'immaturité, infections, causes extérieures, autre cause particulière et autres causes<sup>29</sup>. Les codes de la *CIM-9* correspondant à ces catégories figurent au tableau A en annexe.

### Périodes foetale et infantile

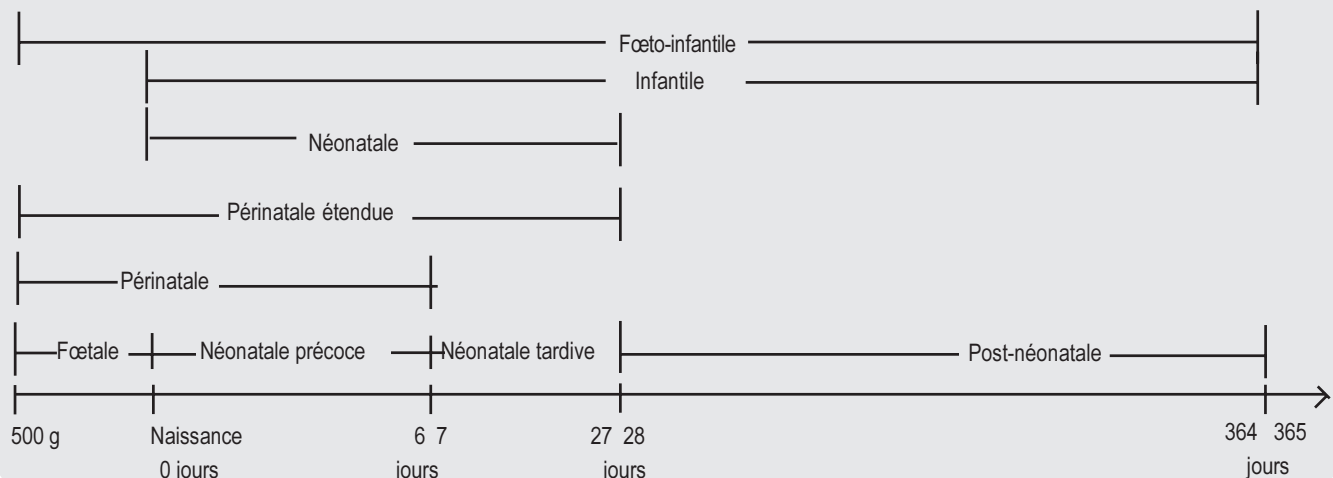


Tableau 1  
Taux de mortalité foeto-infantile non ajustés, selon certaines caractéristiques de la mère et du nouveau-né, naissances simples, Québec, 1990-1991

	Nombre de naissances	Pourcentage du nombre total	Mortalité foeto-infantile		
			Taux pour 1 000	Rapports de taux	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Total</b>	<b>192 150</b>	<b>100</b>	<b>9,7</b>		
<b>Niveau de scolarité</b>					
0-10 années	27 624	14	11,1	1,73*	1,50, 2,01
11 années	22 719	12	10,3	1,61*	1,37, 1,89
12-13 années	62 449	33	7,6	1,19*	1,04, 1,35
14 années et plus†	69 292	36	6,4	1,00	...
Données manquantes	10 066	5	40,1	6,27*	5,48, 7,17
<b>Âge de la mère</b>					
<20	8 036	4	15,4	1,77*	1,47, 2,13
20-24	39 863	21	10,7	1,23*	1,10, 1,37
25-34†	129 099	67	8,7	1,00	...
35+	15 018	8	12,4	1,43*	1,22, 1,66
Données manquantes	134	--	74,6	8,57*	2,25, 15,98
<b>État matrimonial</b>					
Mariée†	116 316	61	8,6	1,00	...
Célibataire	75 825	39	11,4	1,33*	1,21, 1,45
Données manquantes	9	--	111,1	12,92*	1,82, 91,81
<b>Parité</b>					
1	88 828	46	11,5	1,60*	1,43, 1,78
2†	66 493	35	7,2	1,00	...
3	25 980	14	8,8	1,22*	1,04, 1,43
4 et plus	10 837	6	11,4	1,58*	1,45, 1,93
Données manquantes	12	--	1 000,0	138,89*	78,32, 246,29
<b>Sexe de l'enfant</b>					
Garçon	98 833	51	10,2	1,12*	1,02, 1,23
Fille†	93 317	49	9,1	1,00	...
<b>Poids à la naissance</b>					
500-1 499 g	1 648	--	432,6	116,92*	105,16, 129,99
1 500-2 499 g	8 268	4	42,2	11,41*	10,02, 12,99
2 500-4 499 g†	177 515	92	3,7	1,00	...
4 500 g et plus	2 579	1	4,7	1,27	0,72, 2,24
Données manquantes	2 140	1	58,9	15,92*	13,16, 19,26
<b>Âge gestationnel</b>					
<34 semaines	2 872	1	277,5	66,07*	59,72, 73,10
34-36 semaines	8 386	4	30,3	7,21*	6,25, 8,33
37-41 semaines†	169 145	88	4,2	1,00	...
42 semaines et plus	5 744	3	4,2	1,00	0,67, 1,50
Données manquantes	6 003	3	11,7	2,79*	2,18, 3,56
<b>Croissance foetale‡</b>					
Insuffisante	18 433	10	25,1	3,64*	3,26, 4,06
Appropriée†	149 476	78	6,9	1,00	...
Supérieure	15 462	8	7,4	1,07	0,88, 1,30
Données manquantes	8 779	5	29,7	4,30*	3,76, 4,93

Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de taux est toujours égal à 1,00.

‡ Voir Définitions

... Sans objet

-- Nombre infimes

\*  $p < 0,05$

de vie survient principalement durant les périodes néonatale tardive et post-néonatale, quand la grande majorité des nouveau-nés ont déjà quitté l'hôpital. Cependant, l'inégalité socioéconomique en ce qui a trait à la mortalité infantile est manifeste dès la 28<sup>e</sup> semaine de gestation, indiquant que le phénomène est déjà bien établi au début du développement foetal.

## Effets corrigés

Outre le niveau de scolarité de la mère, de nombreux facteurs influent sur les taux de mortinatalité et de

Tableau 2  
Rapports de cotes non ajustés pour la mortalité foetale et infantile, selon le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991

Période foetale/infantile	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Niveau de scolarité de la mère</b>		
<b>Mortalité foetale</b>		
0-10 années	1,60*	1,26, 2,04
11 années	1,52*	1,17, 1,97
12-13 années	1,21	0,98, 1,49
14 années et plus†	1,00	...
<b>Mortalité néonatale précoce</b>		
0-10 années	1,50*	1,16, 1,94
11 années	1,47*	1,12, 1,94
12-13 années	1,09	0,87, 1,36
14 années et plus†	1,00	...
<b>Mortalité périnatale</b>		
0-10 années	1,55*	1,30, 1,85
11 années	1,50*	1,24, 1,81
12-13 années	1,15	0,99, 1,34
14 années et plus†	1,00	...
<b>Mortalité néonatale</b>		
0-10 années	1,50*	1,19, 1,89
11 années	1,44*	1,12, 1,85
12-13 années	1,13	0,93, 1,38
14 années et plus†	1,00	...
<b>Mortalité périnatale étendue</b>		
0-10 années	1,55*	1,31, 1,83
11 années	1,48*	1,23, 1,77
12-13 années	1,17*	1,01, 1,35
14 années et plus†	1,00	...
<b>Mortalité post-néonatale</b>		
0-10 années	2,55*	1,89, 3,45
11 années	2,11*	1,51, 2,96
12-13 années	1,20	0,89, 1,62
14 années et plus†	1,00	...

Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,00.

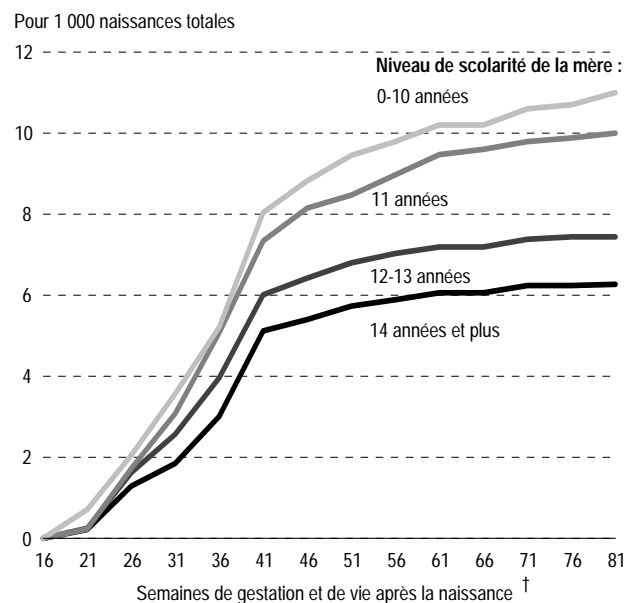
... Sans objet

\*  $p < 0,05$

mortalité infantile (tableau 1). Par exemple, ces taux sont plus élevés chez les mères de moins de 20 ans ou de plus de 34 ans et chez celles qui ne sont pas mariées. Ils sont également plus élevés pour les premiers enfants ainsi que les quatrièmes enfants et plus. Enfin, ils sont plus élevés pour les garçons que pour les filles.

Pourtant, même après ajustement pour tenir compte de l'âge, de l'état matrimonial et de la parité de la mère, ainsi que du sexe de l'enfant, les effets du niveau de scolarité de la mère sur la mortalité fœtale et infantile restent significatifs. Indépendamment du moment où survient le décès (de la période fœtale à la période post-néonatale), la cote exprimant le risque de décès est nettement plus élevée si la mère appartient à l'un des deux groupes de faible niveau de scolarité que si elle a au moins 14 années d'études (tableau 3).

Graphique 2  
Mortalité cumulée, selon le nombre de semaines de gestation<sup>†</sup> et de vie après la naissance, le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991



Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Nombre de semaines de gestation complétées pour les mortinaissances; nombre de semaines de gestation complétées à la naissance plus les semaines de vie après la naissance dans le cas de naissances vivantes.

## Mortalité selon la cause

Dans l'ensemble, les principales causes sous-jacentes de la mortalité fœto-infantile sont les états congénitaux (2,6 pour 1 000), l'asphyxie (2,3 pour 1 000) et l'immaturation (1,6 pour 1 000).

Si on compare les groupes pour lesquels les niveaux de scolarité de la mère sont le plus et le moins élevés, c'est d'abord pour l'asphyxie, puis pour la mort soudaine du nouveau-né (MSN) et enfin,

Tableau 3  
Rapports non ajustés de cotes pour la mortalité fœtale et infantile, selon le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991

Période fœtale/infantile Niveau de scolarité de la mère	Rapports de cotes <sup>†</sup>	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Mortalité fœtale</b>		
0-10 années	1,72*	1,33, 2,23
11 années	1,60*	1,22, 2,08
12-13 années	1,26*	1,02, 1,55
14 années et plus <sup>‡</sup>	1,00	...
<b>Mortalité néonatale précoce</b>		
0-10 années	1,47*	1,11, 1,93
11 années	1,47*	1,11, 1,96
12-13 années	1,11	0,89, 1,39
14 années et plus <sup>‡</sup>	1,00	...
<b>Mortalité périnatale</b>		
0-10 années	1,60*	1,33, 1,93
11 années	1,54*	1,27, 1,87
12-13 années	1,19*	1,02, 1,38
14 années et plus <sup>‡</sup>	1,00	...
<b>Mortalité néonatale</b>		
0-10 années	1,42*	1,10, 1,82
11 années	1,42*	1,10, 1,83
12-13 années	1,14	0,93, 1,40
14 années et plus <sup>‡</sup>	1,00	...
<b>Mortalité périnatale étendue</b>		
0-10 années	1,56*	1,30, 1,87
11 années	1,50*	1,25, 1,81
12-13 années	1,20*	1,03, 1,39
14 années et plus <sup>‡</sup>	1,00	...
<b>Mortalité post-néonatale</b>		
0-10 années	1,67*	1,20, 2,33
11 années	1,61*	1,14, 2,28
12-13 années	1,06	0,78, 1,43
14 années et plus <sup>‡</sup>	1,00	...

Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Corrigé pour tenir compte de l'âge et de la parité de la mère, de l'état matrimonial, ainsi que du sexe de l'enfant.

‡ Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,00.

... Sans objet

\*  $p < 0,05$

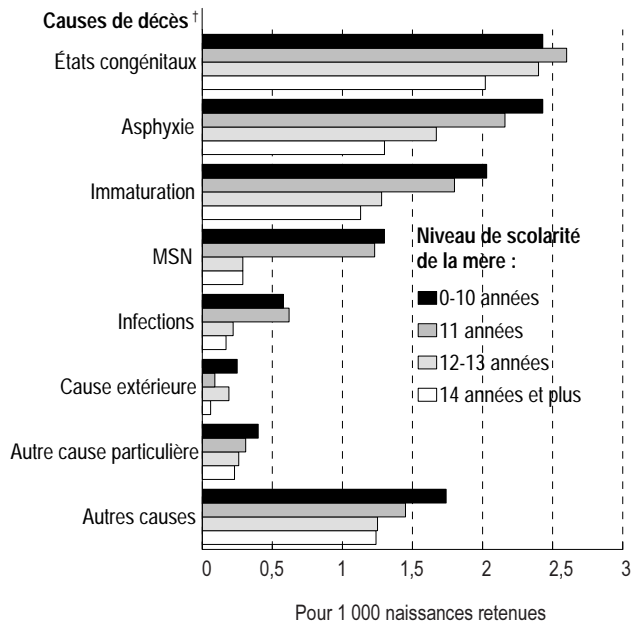
pour l'immaturation, que l'on observe les écarts absolus les plus prononcés entre les taux (graphique 3). En revanche, on observe les écarts relatifs les plus importants entre les taux (rapports de taux — données non présentées) pour la MSN, suivie par les causes extérieures, puis par les infections.

Il existe un fort lien entre le niveau de scolarité de la mère et la mortalité foetale ou infantile due à plusieurs causes particulières. Les bébés dont la mère a étudié moins de 12 années courent un risque particulièrement élevé de MSN, comparativement à ceux dont la mère a fait plus d'études (tableau 4, données non ajustées). En revanche, on ne constate aucun lien entre le niveau de scolarité de la mère et la mortalité due aux états congénitaux, qui sont la cause principale de mortalité foeto-infantile. La variation du risque de mortalité selon le niveau de scolarité de la mère est manifeste pour les causes extérieures, mais il faut interpréter les résultats avec prudence, puisque on n'a observé que 25 cas.

Lorsqu'on tient compte des effets de l'âge, de l'état

Graphique 3

Taux de mortalité foetale et infantile par cause, selon le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991



Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Voir tableau A en annexe

Tableau 4

Estimations par régression de Cox du rapport de risques de mortalité, selon la cause de décès et le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991

Cause du décès	Non ajusté		Ajusté†	
	Rapports de risques	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de risques	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Toutes les causes de mortalité foeto-infantile</b>				
0-10 années	1,76*	1,52, 2,04	1,62*	1,38, 1,90
11 années	1,59*	1,35, 1,87	1,52*	1,29, 1,79
12-13 années	1,19*	1,04, 1,36	1,18*	1,03, 1,35
14 années et plus‡	1,00	...	1,00	...
<b>Toutes les causes de mortalité infantile§</b>				
0-10 années	1,83*	1,53, 2,20	1,52*	1,24, 1,85
11 années	1,65*	1,35, 2,01	1,48*	1,20, 1,82
12-13 années	1,16	0,98, 1,36	1,11	0,94, 1,31
14 années et plus‡	1,00	...	1,00	...
<b>États congénitaux</b>				
0-10 années	1,21	0,90, 1,63	1,17	0,85, 1,60
11 années	1,25	0,91, 1,71	1,22	0,89, 1,68
12-13 années	1,19	0,94, 1,51	1,19	0,94, 1,51
14 années et plus‡	1,00	...	1,00	...
<b>États liés à l'asphyxie</b>				
0-10 années	1,86*	1,35, 2,57	2,04*	1,45, 2,88
11 années	1,60*	1,12, 2,29	1,72*	1,19, 2,48
12-13 années	1,31	0,98, 1,74	1,37*	1,03, 1,83
14 années et plus‡	1,00	...	1,00	...
<b>États liés à l'immaturation</b>				
0-10 années	1,87*	1,31, 2,66	1,86*	1,27, 2,72
11 années	1,60*	1,08, 2,37	1,65*	1,10, 2,47
12-13 années	1,21	0,88, 1,67	1,27	0,92, 1,75
14 années et plus‡	1,00	...	1,00	...
<b>MSN§</b>				
0-10 années	4,53*	2,62, 7,83	1,74	0,95, 3,18
11 années	4,28*	2,41, 7,60	2,33*	1,28, 4,24
12-13 années	1,00	0,53, 1,89	0,72	0,38, 1,37
14 années et plus‡	1,00	...	1,00	...
<b>Infections</b>				
0-10 années	3,33*	1,58, 7,04	2,43*	1,08, 5,47
11 années	3,55*	1,64, 7,67	2,92*	1,31, 6,48
12-13 années	1,29	0,60, 2,79	1,17	0,54, 2,55
14 années et plus‡	1,00	...	1,00	...
<b>Causes extérieures</b>				
0-10 années	4,41*	1,29, 15,05	3,69	0,98, 13,85
11 années	1,53	0,28, 8,35	1,36	0,24, 7,64
12-13 années	3,33*	1,07, 10,33	3,14*	1,00, 9,85
14 années et plus‡	1,00	...	1,00	...
<b>Autre cause particulière et autres causes</b>				
0-10 années	1,50*	1,08, 2,08	1,44*	1,02, 2,05
11 années	1,25	0,86, 1,81	1,18	0,81, 1,74
12-13 années	1,02	0,77, 1,37	1,02	0,76, 1,37
14 années et plus‡	1,00	...	1,00	...

Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Corrigé pour tenir compte de l'âge et de la parité de la mère, de l'état matrimonial, ainsi que du sexe de l'enfant.

‡ Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de risques est toujours égal à 1,00.

§ Repose sur les naissances vivantes seulement.

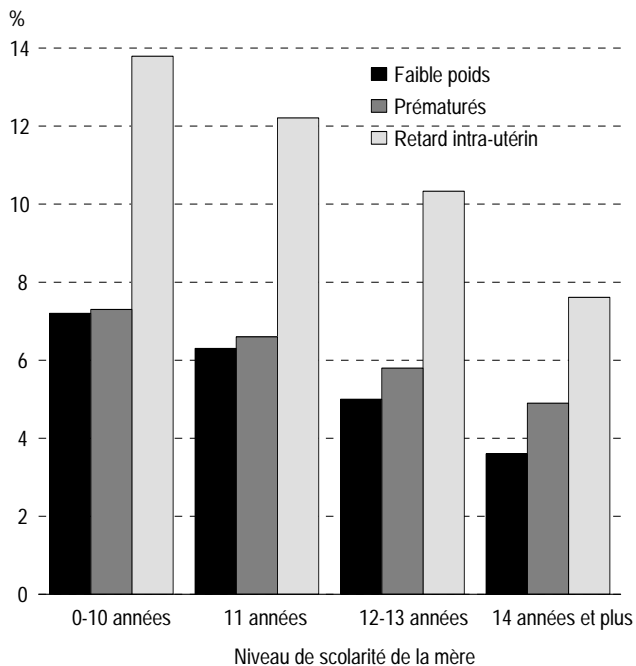
... Sans objet

\*  $p < 0,05$

mattimonial et de la parité de la mère ainsi que du sexe de l'enfant, le risque relatif (rapports de risques) de mortalité due à l'asphyxie, l'immaturation ou une infection reste environ deux fois plus élevé pour les nouveau-nés dont la mère a moins de 12 années d'études que pour ceux dont la mère compte 14 années d'études et plus (tableau 4, données ajustées). Cependant, l'intensité du lien entre le niveau de scolarité de la mère et la MSN diminue quand on corrige les données pour tenir compte de ces facteurs confusionnels. Par exemple, pour les enfants dont la mère a étudié 11 années, le rapport des risques passe de 4,3 avant la correction à 2,3 après celle-ci. Cette diminution du risque relatif pourrait tenir, en partie, au fait que les mères moins instruites sont plus susceptibles que les autres d'être des adolescentes non mariées, deux facteurs associés à un risque relatif élevé de MSN<sup>30</sup>.

Graphique 4

**Nouveau-nés présentant un faible poids de naissance, prématurés ou ayant un retard de croissance intra-utérin, selon le niveau de scolarité de la mère, naissances vivantes simples, Québec, 1990-1991**



**Source des données :** Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

## Facteurs intermédiaires

Il existe aussi une corrélation inverse entre le niveau de scolarité de la mère et le faible poids de naissance, la naissance prématurée et l'insuffisance du poids de naissance par rapport à l'âge gestationnel<sup>7, 13,15-18</sup>. Par exemple, la proportion de bébés ayant un faible poids de naissance diminue régulièrement à mesure que le niveau de scolarité de la mère augmente, passant de 7,2 % pour les mères ayant 10 années d'étude ou moins à 3,6 % pour celles qui en comptent au moins 14 (graphique 4). La cote exprimant le risque d'avoir un enfant de faible poids de naissance, qu'il naisse prématurément ou qu'il ait un poids insuffisant par rapport à son âge gestationnel est nettement plus élevée lorsque la mère a moins de 14 années d'études, que les chiffres soient ajustés ou non pour tenir compte de l'âge de la mère, de son état matrimonial, de la parité et du sexe de l'enfant (tableau 5).

Tableau 5

**Rapports de cotes pour le faible poids à la naissance, la naissance prématurée et ayant un retard de croissance intra-utérin, selon le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991**

Issue de la grossesse/niveau de scolarité de la mère	Non ajusté		Ajusté†	
	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Faible poids à la naissance</b>				
0-10 années	2,06*	1,94, 2,19	2,07*	1,94, 2,21
11 années	1,78*	1,66, 1,90	1,79*	1,67, 1,92
12-13 années	1,39*	1,32, 1,47	1,42*	1,34, 1,50
14 années et plus‡	1,00	...	1,00	...
<b>Naissance prématurée</b>				
0-10 années	1,53*	1,44, 1,62	1,48*	1,39, 1,58
11 années	1,36*	1,28, 1,45	1,35*	1,26, 1,44
12-13 années	1,20*	1,15, 1,26	1,21*	1,15, 1,27
14 années et plus‡	1,00	...	1,00	...
<b>Retard de croissance intra-utérin</b>				
0-10 années	1,94*	1,86, 2,03	2,04*	1,95, 2,15
11 années	1,69*	1,61, 1,78	1,73*	1,65, 1,82
12-13 années	1,40*	1,35, 1,46	1,43*	1,38, 1,49
14 années et plus‡	1,00	...	1,00	...

**Source des données :** Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Corrigé pour tenir compte de l'âge et de la parité de la mère, de l'état matrimonial ainsi que du sexe de l'enfant.

‡ Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,00.

... Sans objet

\*  $p < 0,05$



Le faible poids de naissance, la naissance prématurée et l'insuffisance du poids de naissance par rapport à l'âge gestationnel posent un risque élevé de mortalité fœtale ou infantile. Par exemple, les nouveau-nés pesant moins de 2 500 g représentent à peine 5 % des naissances simples pour lesquels le poids du nouveau-né est connu, mais ils comptent pour 60 % des morts fœtales et néonatales (données non présentées).

Si l'on tient compte de l'effet du poids de naissance ou celui de l'âge gestationnel et de la croissance fœtale, les écarts liés au niveau de scolarité de la mère entre les taux de mortalité fœtale et infantile à divers âges s'effacent pour les deux groupes de mères ayant un faible niveau de scolarité (rapports de cotes voisins de 1,0), sauf pour la période post-néonatale (rapports de cotes de 1,4) (tableau 6). Les facteurs susmentionnés sont les variables intermédiaires clés qui influent fortement sur l'association entre le niveau de scolarité de la mère et la mortalité fœtale et infantile.

### Possibilités d'amélioration

En supposant que l'on puisse obtenir pour toutes les catégories des taux de mortalité fœtale et infantile ou d'autres issues défavorables de la grossesse (faible poids de naissance, naissance prématurée et insuffisance du poids de naissance par rapport à l'âge gestationnel) aussi faibles que pour les femmes comptant au moins 14 années d'études, une forte proportion des événements observés seraient donc « en surnombre » et probablement évitables (graphique 5 et tableau B en annexe). Les enfants nés d'une mère ayant au moins 14 années d'études représentent 38 % de tous les enfants mis au monde par des mères dont on connaît le niveau de scolarité.

Si les taux de mortalité fœtale et infantile avaient été pour toutes les mères ceux observés pour les mères ayant les plus scolarisées, le nombre de nouveau-nés présentant un faible poids de naissance aurait diminué de 27 %. Pareillement, 15 % des naissances prématurées et 24 % des naissances d'enfants présentant une insuffisance de poids par rapport à l'âge gestationnel auraient pu être évitées. La surmortalité se chiffre à 20 %, la mortalité post-néonatale étant celle pour laquelle la réduction

pourrait être la plus forte (31 %). Quant aux causes de mortalité, c'est pour la MSN et pour les infections ou les causes extérieures que la surmortalité est la plus forte (48 % dans les deux cas).

Puisqu'on observe les taux les plus élevés de mortalité fœtale et infantile et d'autres issues défavorables de la grossesse chez les enfants nés de mères ayant moins de 12 années d'études, les nombres correspondants de décès en surnombre

Tableau 6  
Rapports de cotes pour la mortalité fœtale et infantile, selon le niveau de scolarité de la mère ajusté pour tenir compte de certaines issues défavorables de la grossesse, naissances simples, Québec, 1990-1991

Période fœtale et infantile/niveau de scolarité de la mère	Rapports de cotes <sup>†</sup>	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes <sup>‡</sup>	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Mortalité fœtale</b>				
0-10 années	1,07	0,79, 1,45	1,12	0,84, 1,49
11 années	1,22	0,90, 1,67	1,18	0,88, 1,59
12-13 années	1,09	0,85, 1,39	1,06	0,84, 1,33
14 années et plus <sup>§</sup>	1,00	...	1,00	...
<b>Mortalité néonatale précoce</b>				
0-10 années	0,99	0,73, 1,34	0,92	0,68, 1,25
11 années	1,11	0,81, 1,52	1,07	0,78, 1,47
12-13 années	0,92	0,71, 1,18	0,88	0,69, 1,13
14 années et plus <sup>§</sup>	1,00	...	1,00	...
<b>Mortalité périnatale</b>				
0-10 années	1,03	0,83, 1,29	1,02	0,82, 1,27
11 années	1,17	0,93, 1,47	1,13	0,90, 1,41
12-13 années	1,00	0,83, 1,20	0,97	0,81, 1,15
14 années et plus <sup>§</sup>	1,00	...	1,00	...
<b>Mortalité néonatale étendue</b>				
0-10 années	0,95	0,72, 1,26	0,93	0,70, 1,22
11 années	1,07	0,80, 1,43	1,06	0,80, 1,41
12-13 années	0,96	0,77, 1,20	0,93	0,74, 1,16
14 années et plus <sup>§</sup>	1,00	...	1,00	...
<b>Mortalité post-néonatale</b>				
0-10 années	1,39	0,98, 1,96	1,40	1,00, 1,96
11 années	1,35	0,94, 1,94	1,38	0,97, 1,97
12-13 années	0,93	0,68, 1,27	0,95	0,70, 1,29
14 années et plus <sup>§</sup>	1,00	...	1,00	...

**Source des données :** Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

<sup>†</sup> Ajusté pour tenir compte de l'âge et la parité de la mère, de l'état matrimonial, ainsi que du sexe de l'enfant, de l'âge gestationnel et de la croissance fœtale.

<sup>‡</sup> Ajusté pour tenir compte de l'âge et de la parité de la mère, de l'état matrimonial, ainsi que du sexe de l'enfant et du poids à la naissance.

<sup>§</sup> Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,00.

... Sans objet



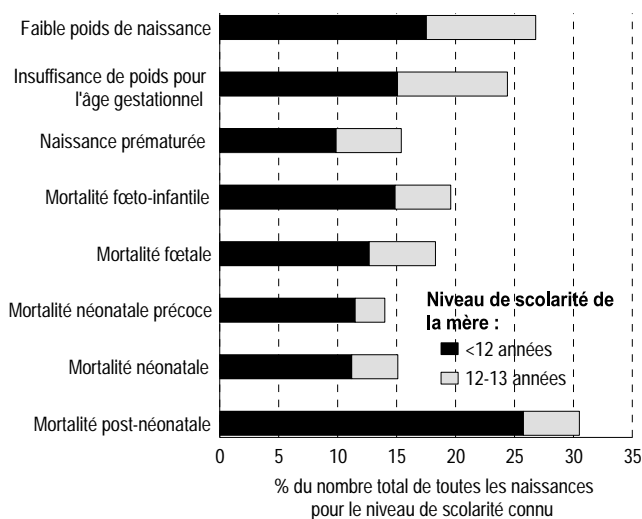
### Limites

On ne peut pas nécessairement extrapoler ces résultats au niveau canadien, puisque cette analyse ne porte que sur les données du Québec. À Terre-Neuve, les médecins ont commencé à consigner des renseignements sur le niveau de scolarité de la mère sur l'avis de naissance, mais il n'existait pas de données pour les années observées dans cette analyse.

Le fait de calculer les événements en surnombre en utilisant uniquement les naissances pour lesquelles on connaît le niveau de scolarité de la mère, pourrait produire une sous-estimation du nombre d'événements en surnombre et du % CDF si, comme cela est vraisemblable, la proportion de naissances et d'issues défavorables de la grossesse pour lesquelles on ne connaît pas le niveau de scolarité de la mère est nettement plus forte pour les groupes où le niveau de scolarité de la mère est le plus faible.

Graphique 5

**Issues défavorables de la grossesse en surnombre par rapport aux taux de natalité chez les mères comptant au moins 14 années d'études, naissances simples, Québec, 1990-1991**



**Source des données :** Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

sont également plus élevés. Alors que ce groupe d'enfants représente un peu plus du quart (28 %) de toutes les naissances pour lesquelles on connaît le niveau de scolarité de la mère, il constitue environ les deux tiers des naissances en surnombre d'enfants de faible poids, de prématurés et d'enfants présentant une insuffisance de poids par rapport à l'âge gestationnel. En outre, 69 % des morts fœtales en surnombre et 80 % des morts infantiles en surnombre, y compris 85 % des décès post-néonataux et 100 % des décès dus à la MSN en surnombre surviennent chez les enfants de ce groupe.

### Tabagisme et grossesse à l'adolescence

La consommation de cigarettes durant la grossesse est considérée comme étant, un facteur de risque important, bien que modifiable, de mortalité périnatale, de faible poids à la naissance, de naissance prématurée et de poids de naissance insuffisant par rapport à l'âge gestationnel<sup>7,31,32</sup>. Les femmes peu scolarisées sont plus susceptibles que celles qui le sont plus de fumer avant et pendant la grossesse et de fumer beaucoup<sup>33-36</sup>.

Une étude récente sur les soins périnataux en Nouvelle-Écosse indique que le tabagisme durant la grossesse double le risque de mettre au monde un enfant de faible poids de naissance et que les mères adolescentes et les mères célibataires sont plus susceptibles que les autres de fumer durant la grossesse<sup>37</sup>. Cette analyse des données québécoises montre que les mères adolescentes et les mères célibataires ont tendance à être les moins scolarisées. Néanmoins, même si on tient compte de l'effet de l'âge, de la parité et de l'état matrimonial de la mère ainsi que du sexe de l'enfant, l'incidence du niveau de scolarité de la mère sur le taux de nouveau-nés présentant un faible poids de naissance reste importante et significative. Il est probable que des différences de comportement à l'égard du tabagisme expliquent, du moins en partie, la variation du taux de nouveau-nés ayant un faible poids de naissance et, en dernière analyse, du taux de mortalité foetale et infantile selon le niveau de scolarité de la mère.

En Suède, on attribue partiellement la surmortalité infantile chez les mères les moins instruites à la grossesse à l'adolescence, puisque les mères très jeunes ont tendance à recevoir des soins médicaux inadéquats parce qu'elles « prennent du temps à admettre la grossesse ou refusent d'accepter l'intervention proposée », même si l'accès aux soins médicaux est universel<sup>11,38</sup>. Une étude menée récemment au Canada indique que des écarts liés au revenu persistent en ce qui concerne le recours aux soins prénataux à Winnipeg et indique que « le régime universel d'assurance-santé n'élimine pas les obstacles à l'accès »<sup>39</sup>. Cependant, dans le cas de l'étude réalisée au Québec, peu d'enfants sont nés de mères adolescentes et ces naissances semblent n'expliquer qu'une faible proportion de la variation totale de la mortalité fœtale et infantile selon le niveau de scolarité de la mère.

### Couplage de naissance et de décès

On a exécuté le couplage des enregistrements de naissance et de décès à l'aide de la version pour macro-ordinateur du Système généralisé de couplage d'enregistrements GLRS V1, fondé sur le modèle de Fellegi et Sunter<sup>26,40-42</sup>. On a attribué un code phonétique (NYSIIS) aux noms de famille figurant dans les enregistrements afin de tenir compte des fautes d'orthographe éventuelles. Les fichiers ont subi trois passages en machine. Durant chaque passage, le système n'a comparé que les enregistrements figurant dans une même « pochette », définie par 1) le nom de famille phonétique selon le code NYSIIS et le code de sexe, 2) la date de naissance et le code de sexe ou 3) la date de naissance uniquement. On a établi des règles pour comparer les éléments communs aux deux fichiers. Les zones communes incluent le nom de famille, les prénoms, les variables géographiques, les données personnelles sur le père et sur la mère; le poids de naissance, etc. Pour déterminer, en cas de couplage, si les enregistrements provenant des deux bases de données se rapportaient à un même sujet, on a calculé un indice fondé sur le degré de concordance des enregistrements. Puis, on a fixé les seuils à atteindre pour qu'on puisse considérer le couplage comme un appariement valide ou comme un appariement possible. Enfin, on a procédé à un examen manuel pour déterminer quels appariements il conviendrait d'accepter. Au besoin, on a consulté des copies des documents sources (enregistrements de naissance et de décès) pour obtenir des renseignements supplémentaires.

Le niveau de scolarité est une variable importante à cause non seulement de ses effets directs, mais aussi de son interaction avec de nombreux autres facteurs ayant un effet direct ou indirect sur la santé, comme l'adéquation du revenu, le meilleur état de santé de la mère avant la conception, la bonne alimentation durant la grossesse et après l'accouchement, l'accès réel à des soins pré-nataux et post-nataux, la connaissance des facteurs de risque et l'évitement des comportements à risque.

### Mot de la fin

Le Québec affiche des taux de mortalité fœtale et infantile qui comptent parmi les plus faibles au Canada. Cependant, on continue d'observer une variation marquée de la mortalité fœtale et infantile selon le niveau de scolarité de la mère, malgré la mise en place, depuis de nombreuses années, d'un régime de soins de santé de qualité et à accès universel subventionné par l'État. Si pour toutes les mères, le taux de mortalité fœtale et infantile était aussi faible que celui observé au Québec pour les mères les plus scolarisées, le nombre total de morts fœtales et infantiles diminuerait d'un cinquième et le nombre de morts post-néonatales, de pratiquement un tiers.

L'effet du niveau de scolarité de la mère sur la mortalité fœtale et infantile tient, en grande partie, aux facteurs intermédiaires clés que sont le faible poids de naissance, la naissance prématurée et le poids de naissance insuffisant par rapport à l'âge gestationnel. Par conséquent, pour faire baisser la mortalité fœtale et infantile, il faudra lutter contre les causes de ces facteurs intermédiaires. Rompre le lien entre le niveau de scolarité de la mère et les facteurs de risque connexes, comme le tabagisme, permettrait de réduire encore davantage le taux déjà faible de mortalité fœtale et infantile au Québec. La surmortalité est anormalement élevée chez les mères ayant moins de 12 années d'étude, particulièrement durant la période post-néonatale et pour les causes de nature non congénitale, et c'est celui qui semble offrir le plus de possibilités d'amélioration. ●

## Remerciements

Les auteurs remercient Statistique Québec de leur avoir fourni les données sur le niveau de scolarité des mères. Par l'intermédiaire du système canadien de surveillance périnatale, Santé Canada a subventionné le couplage des enregistrements de naissance de la Base canadienne de données sur la natalité aux enregistrements de décès de la Base canadienne de données sur la mortalité.

## Références

1. Statistique Canada, *Naissances et décès 1995*, (n° 84-210-XMB au catalogue) Ottawa, Ministère de l'Industrie, 1997.
2. F. Nault, « Mortalité infantile et faible poids à la naissance de 1975 à 1995 », *Rapports sur la santé*, 9(3), 1997, p. 39-45 (Statistique Canada, n°82-003-XPB au catalogue).
3. B. Williams, « Social approach to lowering infant mortality: lessons from the European experience », *Journal of Public Health Policy*, printemps, 1994, p. 18-25.
4. R. Wilkins, G.J. Sherman et P.A. Best, « Issues de grossesse défavorables et mortalité infantile selon le revenu en régions urbaines au Canada en 1986 », *Rapports sur la santé*, 3(1), 1991, p. 7-31 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. J.C. Kleinman et J.H. Madans, « The effects of maternal smoking, physical stature, and educational attainment on the incidence of low birth weight », *American Journal of Epidemiology*, 121, 1985, p. 843-855.
6. B.G. Link et J.C. Phelan, « Editorial: Understanding sociodemographic differences in health – the role of fundamental social causes », *American Journal of Public Health*, 86(4), 1996, p. 471-473.
7. M.S. Kramer, « Determinants of low birth weight: methodological assessment and meta-analysis », *Bulletin of the World Health Organization*, 65(5), 1987, p. 663-737.
8. L.S. Bakketeig, J. Hoffman et A.R. Oakley, « Perinatal mortality », (s. la dir.de) M.B. Bracken, *Perinatal Epidemiology*, New York, NY, Les Presses de l'Université d'Oxford, 1984, p. 99-151.
9. G. Singh et S.M. Yu, « Infant mortality in the United States, differentials, and projections, 1950 through 2010 », *American Journal of Public Health*, 85(7), 1995, p. 957-964.
10. L.S. Bakketeig, S. Cnattingius et L.B. Knudsen, « Socioeconomic differentials in fetal and infant mortality in Scandinavia », *Journal of Public Health Policy*, 14(1), 1993, p. 82-90.
11. C.J. Hogue et M.A. Hargraves, « Class, race, and infant mortality in the United States », *American Journal of Public Health*, 83(1), 1993, p. 9-12.
12. M. Nordström, S. Cnattingius et B. Haglund, « Social differences in Swedish infant mortality by cause of death, 1983 to 1986 », *American Journal of Public Health*, 83(1), 1993, p. 26-30.
13. L. Köhler, « Infant mortality: the Swedish experience », *Annual Review of Public Health*, 12, 1991, p. 177-193.
14. J. Golding, The epidemiology of perinatal death, (s. la dir. de) M.K. Kiely, *Reproductive and Perinatal Epidemiology*, Boca Raton, Les Presses de CRC, 1991, p. 401-438.
15. J. Silins, R.M. Semenciw, H.I. Morrison *et al.*, « Risk factors for perinatal mortality in Canada », *Journal de l'association médicale canadienne*, 133(15), 1985, p. 1214-1219.
16. J.L. Kiely et M. Susser, « Preterm birth, intrauterine growth retardation, and perinatal mortality », *American Journal on Public Health*, 82(3), 1992, p. 343-345.
17. J. Kline, Z. Stein et M. Susser, *Conception to Birth: Epidemiology of Prenatal Development*, New York, NY, Les Presses de l'Université d'Oxford, 1989.
18. N. Paneth, « The problem of low birth weight », *The Future of Children*, 5(1), 1995, p. 19-34.
19. P.L. Liberatos et J.L. Kiely, « Selected issues in the evaluation of prenatal care », (s. la dir. de) M.K. Kiely, *Reproductive and Perinatal Epidemiology*, Boca Raton, Les Presses de CRC, 1991, p. 9-97.
20. B. Rockhill, B. Newman et C. Weinberg, « Commentary: use and misuse of population attributable fractions », *American Journal of Public Health*, 88(1), 1988, p. 15-19.
21. M.E. Northridge, « Annotation: public health methods — attributable risk as a link between causality and public health action », *American Journal of Public Health*, 85(1), 1995, p. 1202-1204.
22. J.L. Kelsey, A.S. Whittemore, A.S. Evans *et al.*, *Methods in Observational Epidemiology*, 2e édition, New York, Les Presses de l'Université d'Oxford, 1996, p. 38-39.
23. J.J. Schlesselman et P.D. Stolley, *Case-Control Studies*, New York, NY, Les Presses de l'Université d'Oxford, 1982.
24. C. Paré, B. Harry, N. Brassard *et al.*, *Comité d'enquête sur la mortalité et la morbidité périnatales: 1992*, Rapport, Montréal, Collège des médecins du Québec, 1995.
25. I.B. Pless, « Child health in Canada », *Pediatrics*, 86, supplément, 1990, p. 1027-1032.
26. H.B. Newcombe, *Handbook of Record Linkage: Methods for Health and Social Statistics, Administration and Business*, Oxford, Royaume-Uni, Les Presses de l'Université d'Oxford, 1988.
27. T.E. Arbuckle, R. Wilkins et G.J. Sherman, « Birth weight percentiles by gestational age in Canada », *Obstetrics and Gynecology*, 81, 1993, p. 39-48.
28. Organisation mondiale de la santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la neuvième révision, 1975, Organisation mondiale de la santé, Genève, OMS, 1977.
29. B. Hartford, « Definitions, standard, data quality, and comparability », *Proceeding of the International Collaborative Effort on Perinatal and Infant Mortality*, Volume 3, Bethesda, Maryland, National Center for Health Statistics, 1990.

30. W. Millar et G. Hill, « Prevalence of and risk factors for sudden infant death syndrome in Canada », *Journal de l'association médicale canadienne*, 149(5), 1993, p. 629-635.
31. K.M. Rasmussen et B. Adams, « Annotation: Cigarette smoking, nutrition, and birthweight », *American Journal of Public Health*, 87(4), 1997, p. 543-544.
32. P. Dolan-Mullen, G. Ramirez et J.Y. Groff, « A meta-analysis of randomised trials of prenatal smoking cessation interventions », *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 171, 1994, p. 1328-1334.
33. J.C. Kleinman et J.L. Kiely, « Postneonatal mortality in the United States: An international perspective », *Pediatrics*, 86, supplément, 1990, p.1091-1097.
34. L. Latulippe, S. Marcoux, J. Fabia *et al.*, « Smoking during labour », *Canadian Journal of Public Health*, 83(3), 1992, p. 184-187.
35. P.J. Stewart et G.C. Dunkley, « Smoking and health care patterns among pregnant women », *Journal de l'association médicale canadienne*, 133(10), 1990, p. 989-994.
36. P.J. Stewart, J. Potter, C. Dulberg *et al.*, « Change in smoking prevalence among pregnant women in 1982-93 », *Canadian Journal of Public Health*, 86(1), 1995, p. 37-41.
37. A. Allen, R. Attenborough, L. Dodds *et al.*, *Perinatal Care in Nova Scotia: 1988 to 1995*, A Report from the Nova Scotia Atlee Perinatal Database, Halifax, Reproductive Care Program of Nova Scotia, 1996.
38. U. Hogberg, S. Wall et D.E. Wiklund, « Perinatal mortality in a Swedish county 1980-1984. Mortality pattern and its amenability », *Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica*, 69(7-8), 1990, p. 567-573.
39. C. Mustard et N.P. Roos, « The relationship of prenatal care and pregnancy complication to birthweight in Winnipeg, Canada », *American Journal of Public Health*, 84(9), 1994, p. 1450-1457.
40. I.P. Fellegi et A.B. Sunter, « A theory of record linkage », *Journal of the American Statistical Association*, 40, 1969 p. 1183-1210.
41. H.B. Newcombe, M.E. Fair et P. Lalonde, « The use of names for linking personal records », *Journal of the American Statistical Association*, 87(420), 1992, p. 1193-1208.
42. T. Hill, *Generalized Iterative Record Linkage System*, Ottawa, Statistique Canada, 1981.

## Annexe

### Tableau A

#### Codes de la CIM-9<sup>†</sup> pour les causes de mortalité foetale et infantile

États congénitaux	270-275, 277-279, 282, 284, 286-288, 330, 335, 343, 359, 394-411, 414-417, 424-426, 550-553, 560, 571, 572, 740-759, 777.1
États liés à l'asphyxie	761.6, 761.7, 762.0-762.2, 762.4-762.6, 763, 766-768, 770.1, 772.2, 779.0, 779.2
États liés à l'immaturation	761.3-761.5, 761.8, 761.9, 762.7, 764, 765, 769, 770.2-770.9, 772.1, 774, 777.5, 777.6, 778.2, 779.6, 779.8
Infections	001-139, 254.1, 320-326, 382, 420-422, 460-466, 475-477, 480-491, 510, 511, 513, 540, 541, 566, 567, 570, 572.0, 590, 591, 770.0, 771, 790
Autre état particulier	140-250, 251-253, 283, 331, 423, 430-432, 441, 442, 493, 494, 514-516, 556-559, 762.3, 762.8, 762.9, 772.0, 772.3-772.9, 773, 775, 776, 778.0, 779.4, 779.5
Mort soudaine du nouveau-né (MSN)	798, 799, E913
Cause extérieure <sup>‡</sup>	260-263, 507, E800-E912, E914-E999
Autres causes	Tous les autres codes

**Source des données :** Référence 29

<sup>†</sup> Classification internationale des maladies, des traumatismes et des causes de décès, neuvième révision (référence 28).

<sup>‡</sup> Les causes extérieures englobent tous les décès consécutifs à des traumatismes et à des empoisonnements (CIM-9, chapitre 17), sauf la suffocation mécanique accidentelle (E913), classifiée d'après les « événements, circonstances et conditions » qui les ont causés, ainsi que la malnutrition protéino-calorique (codes 260 à 263 de la CIM) et la pneumonie due à l'inhalation de solides ou de liquides (code 507 de la CIM).

Tableau B

**Issues défavorables de naissances pour toutes les naissances pour lesquelles on connaît le niveau de scolarité de la mère, et les naissances dont la mère a moins de 12 années de scolarité, naissances simples, Québec, 1990-1991**

Issue de la grossesse	Taux pour les naissances chez les mères ayant au moins 14 années d'études (1)	Toutes les naissances pour lesquelles on connaît le niveau de scolarité de la mère					Naissances chez les mères ayant moins de 12 années d'études					< 12 années en pourcentage du total (12)
		Issues défavorables					Issues défavorables					
		Naissances (2)	Observées (3)	Prévues (4)	En sur-nombre (5)	% CDF (6)	Naissances (7)	Observées (8)	Prévues (9)	En sur-nombre (10)	Fraction attribuable (11)	
Faible poids de naissance	0,03636	180 107	8 948	6 549	2 399	26,8	49 737	3 376	1 808	1 568	46,4	65,4
Naissance prématurée	0,04906	176 419	10 233	8 655	1 578	15,4	48 944	3 412	2 401	1 011	29,6	64,1
Retard de croissance intra-utérin	0,07606	173 914	17 491	13 228	4 263	24,4	48 137	6 294	3 661	2 633	41,8	61,8
Mortalité foetale	0,00247	182 084	551	450	101	18,3	50 343	194	124	70	36,1	69,3
Mortalité néonatale précoce	0,00226	181 533	477	410	67	14,0	50 149	168	113	55	32,7	82,1
Mortalité néonatale	0,00276	181 533	590	501	89	15,1	50 149	204	138	66	32,4	74,2
Mortalité post-néonatale	0,00122	180 943	318	221	97	30,5	49 945	143	61	82	57,3	84,5
Mortalité périnatale	0,00472	182 084	1 028	859	169	16,4	50 343	362	238	124	34,3	73,4
Mortalité périnatale étendue	0,00522	182 084	1 141	950	191	16,7	50 343	398	263	135	33,9	70,7
Mortalité foeto-infantile	0,00644	182 084	1 459	1 173	286	19,6	50 343	541	324	217	40,1	75,9
Mortalité infantile	0,00398	181 533	908	723	185	20,4	50 149	347	200	147	42,4	79,5
Mort soudaine du nouveau-né (MSN)	0,00029	182 084	102	53	49	48,0	50 343	64	15	49	76,6	100,0
Asphyxie	0,00130	182 084	310	237	73	23,5	50 343	116	65	51	44,0	69,9
Immaturité	0,00113	182 084	255	206	49	19,2	50 343	97	57	40	41,2	81,6
Infection/cause extérieure	0,00023	182 084	81	42	39	48,1	50 343	39	12	27	69,2	69,2
État congénital	0,00202	182 084	416	368	48	11,5	50 343	126	102	24	19,0	50,0
Autre cause particulière/ autre cause	0,00147	182 084	295	268	27	9,2	50 343	99	74	25	25,3	92,6

**Source des données :** Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

**Nota :** % CDF = Pourcentage de cas dus au facteur

$$(4)=(1)^*(2); (5)=(3)-(4); (6)=100*(5)/(3); (9)=(1)^*(7); (10)=(8)-(9); (11)=100*(10)/(8); (12)=100*(10)/(5).$$



## Errata

### Rapports sur la santé, été 1998, volume 10, numéro 1

#### Les besoins des personnes âgées en matière d'aide personnelle

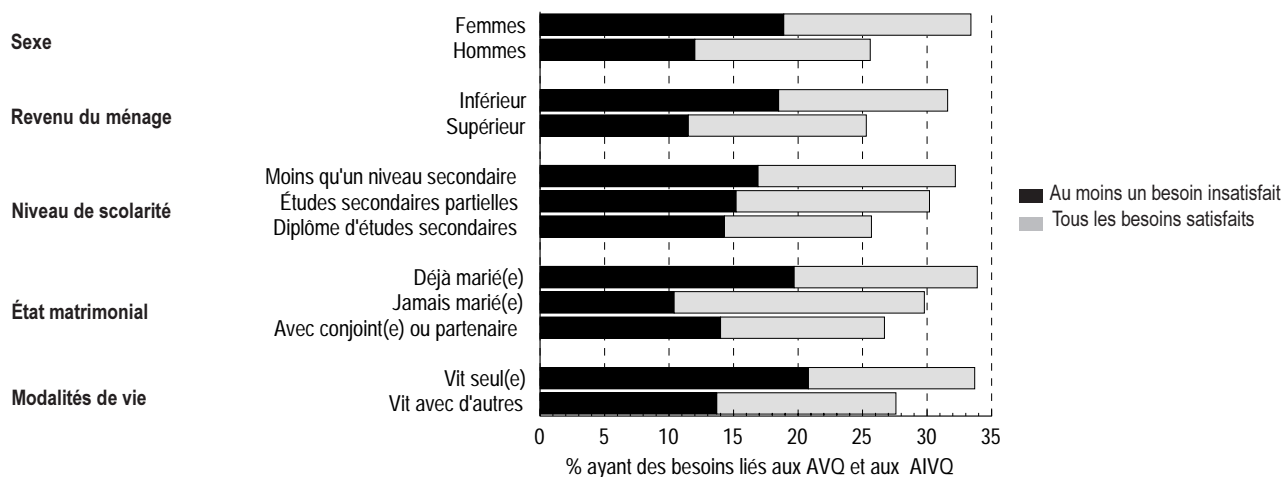
*Jiajian Chen et Russell Wilkins*

#### Graphique 1, page 47

Le pourcentage de personnes âgées qui vivent seules et ayant au moins un besoin insatisfait devrait se lire 20,8 %. Le pourcentage de personnes âgées qui vivent seules ayant au moins un besoin insatisfait et dont tous les besoins sont satisfaits devrait être 33,6 %.

Graphique 1

**Prévalence des besoins et des besoins insatisfaits d'aide personnelle liés à l'état de santé chez les personnes âgées, certaines caractéristiques, population à domicile, Canada, 1991**



Source des données : Enquête sur la santé et les limitations d'activités, 1991

Nota : Corrigé pour tenir compte des effets dus à l'âge de la population

On peut obtenir une version corrigée de l'article susmentionné en faisant la demande au (613) 951- 5059.





# Données disponibles

Des données sommaires sur la santé produites récemment par Statistique Canada

## Naissances, 1996

En 1996, environ 366 200 enfants sont nés au Canada, un nombre en baisse de 3,1 % par rapport à 1995. Il s'agit du taux de diminution annuel le plus élevé depuis 1972. Toutefois, les enfants nés en 1996 étaient plus en santé que jamais, car la proportion de nouveau-nés de faible poids et le taux de mortalité infantile ont diminué.

La fécondité, qui était demeurée à peu près stable depuis plusieurs années, a chuté sensiblement en 1996 pour atteindre un des niveaux les plus bas jamais enregistrés. Le nombre moyen de naissances vivantes par femme est passé de 1,64 en 1995 à 1,59, nombre légèrement supérieur au creux le plus bas (1,58) atteint en 1987.

En 1987, l'indice synthétique de fécondité extrêmement faible enregistré au Québec (1,37 naissance vivante par femme) contribuait à la baisse de la moyenne canadienne. Ce n'était toutefois pas le cas en 1996, alors que le nombre moyen de naissances vivantes par femme a atteint des creux historiques dans toutes les provinces et les territoires, sauf au Québec, au Manitoba et dans les Territoires du Nord-Ouest.

L'indice synthétique de fécondité s'est établi à moins de 1,6 naissance par femme au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique; à moins de 1,5 en Nouvelle-Écosse et au Nouveau-Brunswick et à moins de 1,3 à Terre-Neuve. Les provinces des Prairies et les deux territoires ont affiché les taux les plus élevés.

En 1996, le nombre moyen de naissances vivantes par femme a été inférieur à celui de la France, de l'Australie, du Royaume-Uni et des États-Unis. Toutefois, il a été supérieur à celui de l'Allemagne, de l'Espagne et du Japon.

L'âge moyen des mères est passé de 28,8 en 1995 à 29,0 ans en 1996. Au Québec, 53 % des naissances ont eu lieu hors mariage en 1996, comparativement à 50 % l'année précédente. Dans le reste des provinces et dans les territoires, la proportion est demeurée stable à environ 24 %.

La proportion de nouveau-nés de faible poids (moins de 2 500 grammes) a diminué après avoir augmenté pendant trois années consécutives. En 1996, 5,8 % des nouveau-nés se situaient au-dessous

de ce seuil, comparativement à 5,9 % l'année précédente.

Plus important encore, le taux de mortalité infantile a chuté à moins de six décès pour 1 000 naissances vivantes pour la première fois dans l'histoire. En 1996, le taux de mortalité infantile était de 5,6 décès pour 1 000 naissances vivantes, contre 6,1 en 1995.

En 1996, le taux de mortalité infantile était inférieur à celui des États-Unis, du Royaume-Uni, de l'Australie et de l'Italie, mais supérieur à celui de la France, de l'Allemagne, de la Suède et du Japon.

Le Québec s'est placé au premier rang avec un taux de mortalité infantile remarquablement faible de 4,6 décès d'enfants pour 1 000 naissances vivantes (presque égal à celui de 4,5 du Japon). Le Nouveau-Brunswick et l'Île-du-Prince-Édouard ont affiché également des taux de mortalité infantile inférieurs à 5 pour 1 000, alors que le taux en Colombie-Britannique était de 5,1. Le taux le plus élevé a été enregistré en Saskatchewan (8,4).

Pour plus de renseignements, communiquez avec Russell Wilkins au (613) 951-5305 ou avec Heather Gilmour au (613) 951-8388, Division des statistiques de la santé. Pour commander des tableaux spéciaux, communiquez avec les Services à la clientèle au (613) 951-1746.

## Estimations postcensitaires de la population

Chaque numéro des *Rapports sur la santé* présente les estimations trimestrielles courantes. Pour les estimations préliminaires de la population du 1<sup>er</sup> juillet 1997, 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 1997

	Canada	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qué.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yukon	T.-N.O.
	en milliers												
<b>Les deux sexes</b>	<b>30 286,6</b>	<b>563,6</b>	<b>137,2</b>	<b>947,9</b>	<b>762,0</b>	<b>7 419,9</b>	<b>11 407,7</b>	<b>1 145,2</b>	<b>1 023,5</b>	<b>2 847,0</b>	<b>3 933,3</b>	<b>31,6</b>	<b>67,5</b>
<1	363,2	5,6	1,7	10,3	8,1	82,9	139,2	15,5	13,0	38,1	46,9	0,5	1,5
1-4	1 552,6	24,3	7,1	44,1	35,4	362,2	594,4	65,2	56,3	159,3	196,5	1,9	5,9
5-9	2 049,4	35,4	9,9	63,0	48,8	474,0	777,5	83,5	79,3	214,6	253,1	2,4	8,0
10-14	2 027,1	41,2	10,1	64,1	51,5	456,8	758,5	81,5	81,8	215,7	257,2	2,4	6,4
15-19	2 024,1	43,2	10,0	63,4	52,3	502,0	731,8	78,7	77,3	203,3	254,5	2,3	5,3
20-24	2 034,5	43,7	9,7	65,1	55,3	485,5	750,8	79,7	70,5	202,6	264,0	2,2	5,4
25-29	2 203,0	44,3	9,7	68,3	57,0	503,9	851,3	81,0	64,0	218,5	296,2	2,4	6,3
30-34	2 564,4	45,7	10,7	77,9	62,5	619,3	1 003,7	90,0	73,8	243,8	327,4	3,1	6,5
35-39	2 706,0	47,5	11,0	82,9	64,6	674,3	1 024,0	95,2	82,7	267,1	347,3	3,3	5,9
40-44	2 465,9	47,0	10,2	76,3	62,2	626,5	905,8	86,9	78,0	242,2	323,2	2,9	4,8
45-49	2 183,8	43,1	9,6	69,4	57,2	560,0	809,3	76,3	63,8	195,1	293,3	2,8	3,8
50-54	1 794,1	34,8	8,0	57,7	45,6	478,7	666,0	62,7	51,0	151,4	233,7	2,0	2,5
55-59	1 382,6	25,2	6,1	44,3	34,6	365,6	520,5	48,9	42,3	113,9	178,6	1,0	1,8
60-64	1 210,0	21,0	5,6	38,6	29,5	310,9	463,2	43,8	40,0	98,6	156,5	0,8	1,4
65-69	1 141,3	18,7	5,0	35,0	28,5	294,0	438,0	42,5	39,5	89,1	149,3	0,8	1,0
70-74	986,1	15,9	4,4	30,4	25,0	246,2	381,9	39,5	36,6	73,4	131,9	0,5	0,6
75-79	743,0	13,0	3,7	26,0	20,3	177,8	278,6	32,6	31,2	55,9	103,4	0,2	0,2
80-84	476,6	8,1	2,6	17,3	13,1	111,1	174,3	22,8	22,8	35,9	68,4	0,1	0,2
85-89	251,6	4,1	1,4	9,2	7,1	58,7	92,1	12,2	12,9	18,5	35,3	0,0	0,1
90+	127,1	1,8	0,8	4,7	3,5	29,6	46,8	6,6	6,7	10,0	16,7	0,0	0,1
<b>Hommes</b>	<b>14 999,7</b>	<b>281,3</b>	<b>67,8</b>	<b>466,7</b>	<b>376,9</b>	<b>3 657,2</b>	<b>5 636,3</b>	<b>567,8</b>	<b>508,3</b>	<b>1 432,5</b>	<b>1 953,6</b>	<b>16,3</b>	<b>35,0</b>
<1	186,0	2,8	0,9	5,2	4,2	42,5	71,4	7,9	6,5	19,5	24,2	0,2	0,7
1-4	795,8	12,5	3,7	22,8	18,1	185,2	304,5	33,4	28,6	81,8	101,3	0,9	3,0
5-9	1 049,5	18,2	5,1	32,4	24,9	242,7	398,3	42,9	40,4	109,9	129,2	1,3	4,2
10-14	1 035,4	21,0	5,2	32,6	26,2	232,8	388,2	42,0	41,4	110,4	131,0	1,2	3,3
15-19	1 037,3	21,7	4,9	31,9	26,9	257,2	375,9	39,9	40,1	104,1	130,8	1,2	2,7
20-24	1 032,1	22,3	5,0	33,1	28,1	247,2	380,2	40,8	36,0	103,4	132,2	1,1	2,7
25-29	1 110,4	22,7	5,0	34,9	29,0	256,6	425,8	41,2	32,0	110,8	148,0	1,2	3,3
30-34	1 298,2	22,7	5,2	39,5	31,6	316,0	507,0	45,7	36,7	124,4	164,5	1,6	3,4
35-39	1 364,7	23,7	5,4	40,9	32,3	341,0	516,6	48,6	41,8	136,1	173,6	1,6	3,0
40-44	1 231,0	23,3	5,1	37,5	30,8	313,7	449,1	43,6	40,1	123,4	160,5	1,4	2,5
45-49	1 096,0	21,7	4,9	34,6	28,9	280,4	402,7	38,5	32,8	99,5	148,4	1,4	2,1
50-54	899,1	17,7	4,1	29,2	23,2	237,5	332,0	31,6	25,7	77,1	118,4	1,1	1,4
55-59	687,3	12,9	3,1	22,1	17,4	180,0	257,5	24,1	20,8	58,2	89,6	0,7	1,0
60-64	593,7	10,6	2,7	19,0	14,5	149,3	226,5	21,7	19,9	49,3	79,1	0,4	0,7
65-69	544,9	9,2	2,5	16,4	13,3	135,8	209,6	20,1	19,2	43,7	74,2	0,5	0,5
70-74	439,0	7,5	2,0	13,4	11,0	106,2	169,5	17,6	16,9	33,9	60,5	0,3	0,3
75-79	305,6	5,7	1,5	10,6	8,5	69,7	114,9	13,4	13,3	23,8	44,1	0,1	0,1
80-84	177,9	3,2	0,9	6,5	5,0	38,7	65,2	8,7	9,1	13,8	26,8	0,0	0,1
85-89	81,9	1,4	0,5	3,0	2,3	17,5	29,6	4,2	4,7	6,4	12,3	0,0	0,1
90+	33,7	0,5	0,2	1,1	0,9	7,2	11,8	1,8	2,1	3,1	5,0	0,0	0,0
<b>Femmes</b>	<b>15 286,9</b>	<b>282,3</b>	<b>69,4</b>	<b>481,2</b>	<b>385,1</b>	<b>3 762,7</b>	<b>5 771,4</b>	<b>577,4</b>	<b>515,2</b>	<b>1 414,5</b>	<b>1 979,7</b>	<b>15,3</b>	<b>32,5</b>
<1	177,2	2,8	0,8	5,1	3,9	40,5	67,8	7,6	6,5	18,6	22,6	0,2	0,7
1-4	756,8	11,8	3,4	21,3	17,3	177,0	289,9	31,9	27,7	77,5	95,2	1,0	2,8
5-9	999,9	17,2	4,8	30,5	23,9	231,2	379,2	40,6	38,8	104,7	123,9	1,1	3,9
10-14	991,8	20,3	4,9	31,5	25,3	223,9	370,3	39,5	40,4	105,3	126,1	1,2	3,1
15-19	986,8	21,5	5,0	31,5	25,4	244,9	355,9	38,8	37,2	99,3	123,8	1,1	2,6
20-24	1 002,4	21,4	4,7	32,1	27,2	238,2	370,6	38,9	34,5	99,2	131,8	1,1	2,7
25-29	1 092,6	21,6	4,8	33,5	28,0	247,3	425,5	39,8	32,0	107,7	148,2	1,2	3,1
30-34	1 266,2	23,0	5,5	38,5	30,9	303,2	496,7	44,3	37,1	119,4	162,9	1,5	3,1
35-39	1 341,3	23,8	5,6	42,0	32,3	333,4	507,4	46,6	40,9	131,0	173,7	1,7	2,9
40-44	1 234,9	23,6	5,0	38,8	31,4	312,7	456,6	43,4	38,0	118,8	162,7	1,5	2,3
45-49	1 087,8	21,5	4,7	34,7	28,3	279,7	406,6	37,8	31,0	95,6	144,9	1,4	1,6
50-54	895,0	17,1	3,9	28,6	22,4	241,2	333,9	31,1	25,2	74,3	115,3	0,9	1,1
55-59	695,3	12,3	3,0	22,2	17,2	185,6	263,0	24,8	21,5	55,7	89,0	0,4	0,8
60-64	616,2	10,4	2,9	19,6	15,0	161,6	236,7	22,1	20,1	49,3	77,4	0,4	0,7
65-69	596,4	9,5	2,5	18,5	15,2	158,2	228,4	22,3	20,3	45,5	75,2	0,3	0,5
70-74	547,1	8,4	2,3	17,0	14,0	140,0	212,3	21,9	19,7	39,5	71,4	0,2	0,3
75-79	437,4	7,3	2,2	15,3	11,8	108,1	163,7	19,2	17,9	32,1	59,4	0,1	0,2
80-84	298,7	4,9	1,7	10,9	8,1	72,4	109,2	14,1	13,8	22,0	41,5	0,1	0,1
85-89	169,7	2,6	1,0	6,2	4,8	41,2	62,5	8,0	8,2	12,1	23,0	0,0	0,0
90+	93,4	1,3	0,6	3,6	2,6	22,3	35,0	4,8	4,6	6,9	11,7	0,0	0,0

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

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



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

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

Ou visiter notre site internet : [www@statcan.ca](http://www.statcan.ca)

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-XPB	Papier	116 \$	116 \$	116 \$	
				35 \$	35 \$	35 \$	
	· par année · l'exemplaire	82-003-XIF	Internet	87 \$	87 \$	87 \$	
				26 \$	26 \$	26 \$	
<b>Indicateurs sur la santé</b>		82-221-XDB	Disquette	250 \$	250 \$	250 \$	
<b>Naissances</b>							
Naissances et décès‡		84-210-XPB	Papier	35 \$	35 \$	35 \$	
			84-210-XMB	Microfiche	25 \$	25 \$	25 \$
			84-210-XIB	Internet	26 \$	26 \$	26 \$
Santé périnatale : grossesse et taux, Canada, de 1974 à 1993		82-568-XPB	Papier	32 \$	39 \$	45 \$	
Statistiques choisies sur la natalité et la fécondité, Canada, de 1921 à 1991		82-553-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$	
Sommaire général des statistiques de l'état civil		84F0001-XPB	Papier	30 \$	30 \$	30 \$	
<b>Cancer</b>							
Le cancer au Canada‡		82-218-XPB	Papier	25 \$	30 \$	35 \$	
L'incidence du cancer au Canada, de 1969 à 1993		82-566-XPB	Papier	42 \$	42 \$	42 \$	
Statistiques canadiennes sur le cancer		82F0008-XIF	Internet	Sans frais			
<b>Décès</b>							
Causes de décès		84-208-XPB	Papier	62 \$	62 \$	62 \$	
Causes principales de décès		84-503-XPB	Papier	30 \$	30 \$	30 \$	
Naissances et décès‡		84-210-XPB	Papier	35 \$	42 \$	49 \$	
			84-210-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
			84-210-XIB	Internet	26 \$	26 \$	26 \$
Mortalité : Liste sommaire des causes		84-209-XPB	Papier	31 \$	31 \$	31 \$	
Sommaire général des statistiques de l'état civil		84F0001-XPB	Papier	30 \$	30 \$	30 \$	
Statistiques choisies sur la mortalité, Canada, de 1921 à 1990		82-548-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$	
Statistiques choisies sur la mortalité infantile et statistiques connexes, Canada, de 1921 à 1990		82-549-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$	

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

‡ Publication révolue (numéro antérieur seulement).



Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix†		
			Canada	É.-U. (US \$)	Autres pays (US \$)
<b>Divorce</b>					
Divorces‡	84-213-XPB	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
	84-213-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
<b>Hôpitaux</b>					
Indicateurs des hôpitaux‡	83-246-XPB	Papier	60 \$	72 \$	84 \$
	83-246-XMB	Microfiche	45 \$	54 \$	63 \$
<b>Hospitalisation</b>					
La morbidité hospitalière et interventions chirurgicales‡	82-216-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
	82-216-XMB	Microfiche	35 \$	42 \$	49 \$
Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux	82-562-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
<b>Espérance de vie</b>					
Tables de mortalité, Canada et provinces, de 1990 à 1992	84-537-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
	84-537-XDB	Disquette	40 \$	40 \$	40 \$
<b>Mariage</b>					
Mariages‡	84-212-XPB	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
	84-212-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
Certains renseignements sur les mariages contractés, de 1921 à 1990	82-552-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Le déclin du mariage au Canada de 1981 à 1991	84-536-XPB	Papier	36 \$	44 \$	51 \$
<b>Hygiène mentale</b>					
La statistique de l'hygiène mentale‡	83-245-XPB	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-XPB	Papier	10 \$	12 \$	14 \$
	82-567-XIB	Internet	8 \$	8 \$	8 \$
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997	82-567-XPB	Papier	35 \$	35 \$	35 \$
	82-567-XIB	Internet	26 \$	26 \$	26 \$
<b>Personnel infirmier</b>					
Personnel infirmier au Canada, 1995 : infirmier(ères) autorisé(e)s‡	83-243-XPB	Papier	30 \$	36 \$	42 \$
	83-243-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$
<b>Établissements de soins de santé</b>					
Établissements de soins spéciaux pour bénéficiaires internes‡	83-237-XPB	Papier	35 \$	42 \$	49 \$
	83-237-XMB	Microfiche	25 \$	30 \$	35 \$

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

‡ Publication révolue (numéro antérieur seulement).

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix†		
			Canada	É.-U. (US \$)	Autres pays (US \$)
<b>Avortements thérapeutiques</b>					
Statistiques choisies sur les avortements thérapeutiques, de 1970 à 1991	82-550-XPB	Papier	40 \$	48 \$	56 \$
Avortements thérapeutiques	82-219-XPB	Papier	31 \$	31 \$	31 \$
	82-219-XMB	Microfiche	26 \$	26 \$	26 \$



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 personnalisés à la clientèle  
 Division des statistiques sur la santé  
 Statistique Canada  
 Ottawa (Ontario)  
 K1A 0T6  
 Téléphone : (613) 951-1746  
 Télécopieur : (613) 951-0792

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

Fichiers de microdonnées à grande diffusion de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1991-1995	Numéro du produit	Version	Prix		
			Canada	Autres pays (US \$)	
<b>Cycle 1, 1994-1995</b>					
Composante des ménages	Données, Browser Ivision - fichier santé seulement,	82F0001XCB	CD-ROM	800 \$	800 \$
	fichier texte ASCII	82F0001XDB	Disquette	650 \$	650 \$
Établissements de soins de santé	Fichier texte ASCII	82F0010XDB	Disquette	250 \$	250 \$
Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée		
	Établissements de soins de santé	82C0015	Le prix varie selon l'information demandée		
<b>Cycle 2, 1996-1997</b>					
Composante des ménages et établissements de soins de santé	Ménages - données transversales	82M0009XCB	CD-ROM	2 000 \$	2 000 \$
	Browser Beyond 20/20 - fichier de santé seulement	Première version			
	fichier texte ASCII	Deuxième version			
	Première version ainsi que des faux-fichiers maîtres, Programme et fichiers Bootstrap d'estimation de la variance	Troisième version			
Composante des ménages	Deuxième version ainsi que les établissements de soins de santé				
	données transversales				
Établissements de soins de santé	fichier texte ASCII				
	Ménages et établissements de soins de santé - données longitudinales fichier texte ASCII (Sous toute réserve)				
Composante des ménages	Documentation seulement	82M0009XPB	Papier	50 \$	50 \$
	Établissements de soins de santé	Documentation seulement	82M0010XPB	Papier	30 \$
Tableaux personnalisés	Ménages	82C0013	Le prix varie selon l'information demandée		
	Établissements de soins de santé	82C0015	Le prix varie selon l'information demandée		
<b>Offre spéciale ENSP 1994-1995 et 1996-1997</b>		<b>2 CD-ROM</b>	<b>2 500 \$</b>	<b>2 500 \$</b>	<b>2 500 \$</b>
		<b>82M0001XCB</b>			
		<b>82M0009XCB</b>			