

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

Larry F. Ellison et Laurie Gibbons

## Résumé

### Objectifs

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

### Sources des données

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

### Techniques d'analyse

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

### Principaux résultats

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

### Mots-clés

Analyse de survie, taux/ratios de survie.

### Auteurs

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

**A**u cours des dernières décennies, d'importants progrès ont été réalisés dans le domaine du dépistage précoce, du diagnostic et du traitement du cancer<sup>1</sup>. Le pronostic d'un patient atteint du cancer dépend de plusieurs facteurs. Certains de ceux-ci sont des caractéristiques personnelles du malade impossibles à modifier, comme l'âge, le sexe ou le groupe ethnique. Par contre, d'autres, comme la précocité du diagnostic et les modalités de traitement, peuvent influencer l'évolution de la maladie.

Les programmes de lutte contre le cancer visent à réduire le fardeau de la maladie. À l'échelle de la population, cela signifie réduire le nombre de nouveaux cas et de décès; les mesures à court terme incluent la prolongation de la survie et l'amélioration de la qualité de la vie des patients<sup>2</sup>. Comme elles sont fondées sur l'expérience d'un groupe très hétérogène de personnes, les estimations du taux de survie à l'échelle de la population représentent des indicateurs « moyens » utiles de l'efficacité des efforts relatifs au diagnostic précoce et au traitement du cancer, et peuvent être utilisées pour faire des comparaisons entre populations ou au cours du temps<sup>3</sup>.

## Méthodologie

### Sources des données

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

### Techniques d'analyse

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

Le statut vital au cours des cinq premières années du suivi a été déterminé par couplage des enregistrements du fichier d'analyse à ceux de la Base canadienne de données sur la mortalité ou d'après des renseignements déclarés au RCC par les registres provinciaux ou territoriaux du cancer. Pour les décès déclarés par un registre provincial ou territorial, mais non confirmés par couplage des enregistrements, la personne a été présumée décédée à la date indiquée par la province ou le territoire déclarant. Les cas de ce genre représentent 0,6 % (302 sur 53 298) et 0,6 % (369 sur 61 597) du nombre total de décès survenus chez des sujets admissibles dont la tumeur avait été diagnostiquée entre 1985 et 1987, et entre 1992 et 1994, respectivement. Bien qu'il ne permette pas de confirmer catégoriquement la complétude du dépistage des cas de décès, le couplage informatisé des enregistrements aux fins de suivi donne des résultats comparables, voire supérieurs, à ceux du suivi actif<sup>5</sup>.

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

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

(codes 153 et 154) et du poumon (code 162). Ont été exclus les enregistrements pour lesquels l'année de la naissance ou du décès était inconnue, l'âge du patient au moment du diagnostic était inférieur à 15 ans ou supérieur à 99 ans, le diagnostic avait été établi par autopsie ou d'après le certificat de décès uniquement (CDU) ou la date de diagnostic de la tumeur était ultérieure à la date du décès (durée de survie négative). Lors des deux analyses, la majorité des enregistrements rejetés correspondaient à des cas diagnostiqués par autopsie ou d'après le CDU (tableaux A à D en annexe). Pour les cas où le jour/mois du diagnostic et (ou) le jour/mois du décès manquaient, la durée de la survie a été estimée<sup>6</sup>. Le pourcentage d'enregistrements de ce genre était plus élevé lors de la première période que de la deuxième (5,0 % pour 1985 à 1987 contre 3,4 % pour 1992 à 1994).

Les deux analyses ont été réalisées au moyen du module *strel* de STATA 6.0<sup>2</sup>, c'est-à-dire un module programmable par l'utilisateur qui applique la méthode du maximum de vraisemblance d'Estève<sup>7</sup>. Comme le programme exclut automatiquement les cas pour lesquels le nombre de jours de survie est nul, une journée de survie a été ajoutée lorsque les dates du diagnostic et du décès étaient les mêmes (sauf pour les cas rejetés antérieurement parce que le diagnostic avait été posé par autopsie ou d'après le CDU). Les cas de décès ont été regroupés par intervalles selon la méthode actuarielle d'analyse de survie suivante : intervalles de 3 mois pour la première année de suivi, puis intervalles de 6 mois pour les quatre autres années, ce qui donne en tout 12 intervalles. Un plus grand nombre d'intervalles ont été utilisés durant la première année de suivi, parce que la méthode actuarielle se fonde sur l'hypothèse selon laquelle la répartition des décès est approximativement uniforme dans chaque intervalle et que la mortalité est souvent plus élevée durant la première année.

L'estimation de la survie relative se fait en comparant les proportions observées et prévues de cas de survie. Les proportions prévues de cas de survie utilisées pour calculer les ratios nationaux et provinciaux de survie relative ont été déterminées par année d'âge d'après les tables provinciales de survie selon l'âge publiées par Statistique Canada<sup>8-10</sup>. Comme seules les tables de survie pour la période de 1995 à 1997 étaient établies jusqu'à l'âge de 99 ans, les tables de survie pour les périodes de 1985 à 1987 et de 1990 à 1992 ont été prolongées de 85 à 99 ans selon la méthode proposée par Dickman *et al.*<sup>11</sup>. Les tables de survie déployées dépendent de l'année du diagnostic; ainsi, la table de survie établie pour la période de 1995 à 1997 a été utilisée pour comparer les cas diagnostiqués en 1994.

Le calcul des ratios comparatifs (c.-à-d. normalisés selon l'âge) de survie relative pour un siège particulier de cancer a été fait par pondération des ratios selon l'âge d'après la répartition selon l'âge des personnes chez lesquelles avait été diagnostiquée cette forme de cancer. La population type utilisée par Ellison et Gibbons<sup>6</sup> a été choisie comme population de référence pour le calcul des ratios comparatifs. L'estimation comparative de la survie relative au cancer de la prostate calculée pour l'Île-du-Prince-Édouard pour les cas diagnostiqués de 1985 à 1987 correspond à la moyenne pondérée des ratios de survie relative observés pour les quatre groupes d'âge les plus avancés, car il n'existait aucun cas admissible de cancer de la prostate pour le groupe d'âge le plus jeune pour cette province durant la période en question. Les intervalles de confiance pour les ratios comparatifs ont été obtenus par transformation bilogarithmique. Les ratios provinciaux non comparatifs ont aussi été calculés pour les quatre principaux sièges de cancer (tableau E en annexe).

Les ratios comparatifs de survie relative à cinq ans calculés pour les cas diagnostiqués de 1985 à 1987 ont été comparés aux ratios correspondant calculés pour les cas diagnostiqués de 1992 à 1994 au moyen d'un test statistique<sup>12</sup> qui a été réalisé sur une échelle bilogarithmique. Ce test suppose que la différence entre les deux ratios de survie relative divisée par la racine carrée de la somme de leur variance suit une loi approximativement normale.

Les tendances des taux de survie au cancer donnent une idée de la mesure dans laquelle les progrès relatifs à la précocité du diagnostic et au traitement ont amélioré la survie des patients et pourraient refléter la mesure dans laquelle la population a accès à ces services<sup>2</sup>. La comparaison des taux de survie aide aussi à définir les priorités et les mesures qui doivent être prises pour améliorer la survie des malades<sup>13</sup>.

L'évolution des taux de survie au cancer au cours du temps a été étudiée dans plusieurs pays européens pour évaluer l'effet des changements concernant le diagnostic et le traitement<sup>2,11,14</sup>. Un rapport canadien publié récemment porte sur la survie relative à cinq ans chez les personnes atteintes d'un cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum ou du poumon<sup>6</sup>. Ce rapport fournit les premières estimations de la survie relative à cinq ans au Canada, mais l'évaluation des effets des progrès diagnostiques et thérapeutiques au cours du temps doit se faire de préférence en comparant les taux de survie au cancer à des données de référence chronologiques.

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

### **Augmentation de la survie au cancer de la prostate**

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

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

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

L'augmentation des ratios provinciaux de survie relative, qui est significative pour chaque province, varie d'une augmentation absolue de 8 % en Alberta à 21 % au Manitoba ainsi qu'à l'Île-du-Prince-Édouard. Comparativement au reste du Canada, l'utilisation du test de l'antigène prostatique spécifique (APS) a été moins fréquente en Alberta<sup>17</sup>, ce qui pourrait expliquer l'augmentation assez faible de la survie relative observée pour cette province. Avant l'avènement du dépistage par dosage de l'APS, le recours à la prostatectomie transurétrale pour traiter les symptômes d'hypertrophie prostatique bénigne a fait augmenter le nombre de tumeurs de la prostate diagnostiquées au Canada et aux États-Unis<sup>18,19</sup>. Les variations interprovinciales de la survie au cancer de la prostate chez les hommes dont la tumeur a été diagnostiquée entre 1985 et 1987 pourraient être dues aux différences dans le recours à la prostatectomie transurétrale durant cette période. De même, les différences entre les taux de dépistage par dosage de l'APS pourraient être à l'origine des variations interprovinciales des ratios de survie relative au cancer de la prostate pour les cas diagnostiqués de 1992 à 1994.

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

## Limites

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

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

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

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

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

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

La convention établie antérieurement afin d'identifier rétrospectivement les cas enregistrés dans le SNDCC d'après le certificat de décès uniquement (CDU) en se fondant sur la méthode originale de diagnostic, la source de l'enregistrement et la province déclarante a été suivie, parce que le SNDCC ne comportait pas l'option CDU comme méthode de diagnostic. Bien que ces critères soient considérés comme assez rigoureux, des cas pourraient avoir été classés incorrectement dans la catégorie CDU ou non CDU. Les cas CDU ont été exclus de l'analyse de la survie relative, car la date du diagnostic, donc la durée de survie, reste inconnue. La survie « réelle » des cas enregistrés d'après le certificat de décès uniquement est généralement moins longue que celle observée pour les cas inscrits dans le registre<sup>14</sup>. L'exclusion des cas CDU pourrait avoir donné lieu à une augmentation des ratios de survie relative, particulièrement pour les provinces où la proportion de cas CDU est forte. Cependant, la surestimation est, en général, faible<sup>14</sup>.

La survie relative au cancer est définie comme étant le ratio de la survie observée pour un groupe particulier de cancéreux à la survie que l'on s'attendrait à observer pour les membres de la population en général considérés comme virtuellement exempts de la forme de cancer en question, mais ayant les mêmes caractéristiques principales associées à la survie (comme le sexe, l'âge, le lieu de résidence) que le groupe de cancéreux<sup>15</sup>. Idéalement, les personnes atteintes d'un cancer du poumon devraient également être comparées à la population générale en ce qui concerne la situation d'usage du tabac, car la plupart sont des fumeurs ou des anciens fumeurs et qu'il est reconnu que l'usage du tabac réduit l'espérance de vie. Cependant, il n'existe pas de tables de survie en fonction de la situation d'usage du tabac. Les ratios de survie relative au cancer du poumon seraient vraisemblablement plus élevés s'ils étaient calculés d'après des tables de survie tenant compte de la situation d'usage du tabac, mais une étude antérieure montre que la correction de la survie prévue pour tenir compte de la mortalité excédentaire liée à l'usage du tabac ne fait augmenter l'estimation de la survie relative que de 1 % ou moins<sup>20</sup>.

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

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



Tableau 1

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

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

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

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

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

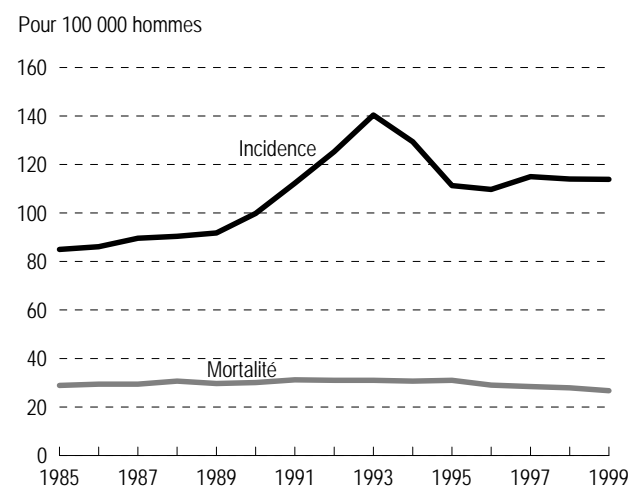
§ Durant les cinq premières années de suivi.

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

spectaculaire (graphique 1). Cette augmentation du nombre de nouveaux cas pourrait vraisemblablement être attribuable au recours plus général au dosage de l'APS, lequel a accru la probabilité d'un diagnostic parmi le groupe important d'hommes asymptomatiques atteints d'une tumeur latente de la prostate<sup>21-23</sup>. L'augmentation de la survie relative au cancer de la prostate entre 1985 à 1987 et 1992 à 1994 pourrait aussi être due au dépistage par dosage de l'APS. Comme ce dépistage permet de déceler le cancer de la prostate à un stade plus précoce de l'évolution de la maladie, le temps écoulé entre le diagnostic et le décès est plus long, ce qui se traduit par une augmentation des ratios de survie relative au fil du temps<sup>24,25</sup>.

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

Graphique 1  
Taux comparatifs<sup>†</sup> d'incidence et de mortalité, cancer de la prostate, Canada, 1985 à 1999



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

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

la prostate agressive explique sans doute partiellement ce progrès<sup>26</sup>, l'amélioration du traitement de la maladie à un stade avancé n'en reste pas moins la raison principale la plus plausible<sup>27</sup>. Comme la mortalité n'a commencé à diminuer qu'après 1995, l'augmentation observée de la survie relative n'est sans doute pas due à l'amélioration du traitement, mais au biais de délai de dépistage (lead-time bias) causé par le diagnostic d'un grand nombre de tumeurs de la prostate cliniquement peu évolutives entre 1992 et 1994.

### Augmentation de la survie au cancer du sein

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

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

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

Tableau 2

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

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

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

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

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

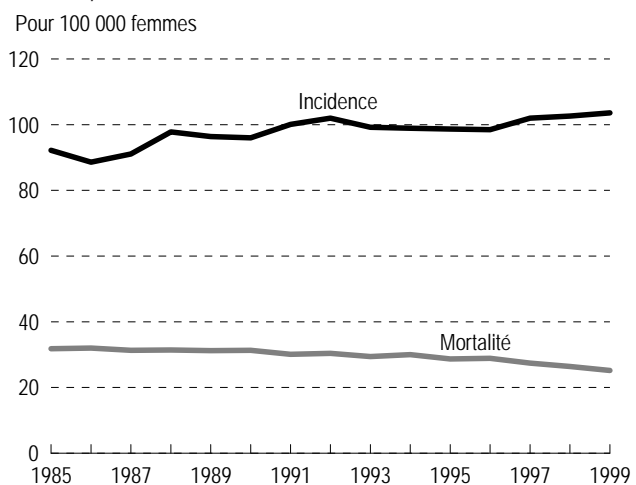
<sup>§</sup> Durant les cinq premières années de suivi.

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

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

L'incidence du cancer du sein au Canada a augmenté de 1985 à 1999 (graphique 2), probablement à cause de l'effet combiné de l'évolution des profils de procréation et de l'utilisation plus fréquente de la mammographie de dépistage<sup>1</sup>. Parallèlement, la mortalité a diminué, reflétant l'augmentation de la survie relative. Le diagnostic plus précoce rendu possible par la mammographie de dépistage, ainsi que les progrès thérapeutiques, sont vraisemblablement les moteurs de ces tendances.

Graphique 2  
Taux comparatifs<sup>†</sup> d'incidence et de mortalité, cancer du sein, Canada, 1985 à 1999



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

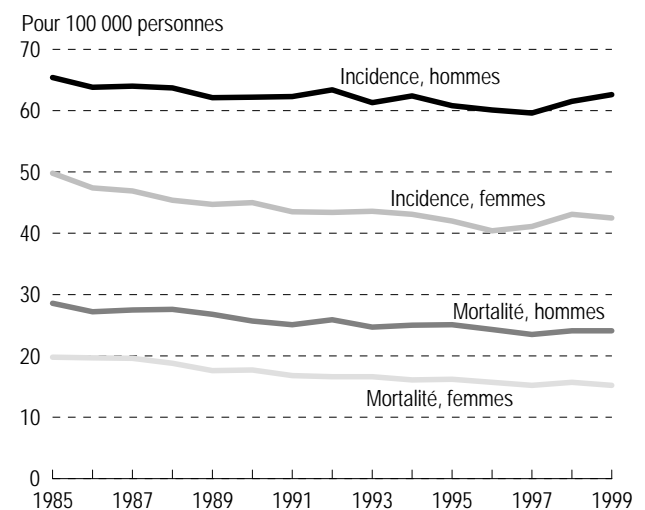
<sup>†</sup> Taux normalisés selon l'âge en prenant pour référence la répartition par âge de la population du Canada en 1991.

### Augmentation de la survie au cancer du côlon et du rectum

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

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

Graphique 3  
Taux comparatifs<sup>†</sup> d'incidence et de mortalité, cancer du côlon et du rectum, selon le sexe, Canada, 1985 à 1999



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

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

Tableau 3

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

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

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

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

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

<sup>§</sup> Durant les cinq premières années de suivi.

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

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

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

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



consommation de matières grasses<sup>30-32</sup>. Il n'en demeure pas moins difficile de déterminer si les augmentations de la survie relative reflètent des changements ayant trait au moment du diagnostic ou au traitement.

### Cancer du poumon – peu de changement

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

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

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

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

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

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

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

<sup>§</sup> Durant les cinq premières années de suivi.

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

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

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

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

hommes, mais augmenté chez les femmes (graphique 4). Ces résultats sont directement liés aux tendances concernant le taux d'usage du tabac, qui est à la baisse chez les hommes depuis plusieurs décennies, mais n'a commencé à diminuer que récemment chez les femmes<sup>1</sup>. Les changements d'exposition aux principaux facteurs de risque ne semblent pas avoir influé sur la survie relative au cancer du poumon entre 1985 à 1987 et 1992 à 1994.

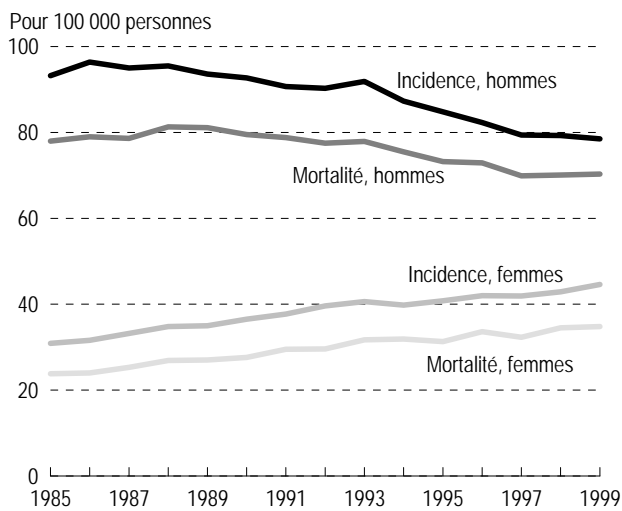
### Mot de la fin

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

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

Au cours des dernières décennies, des progrès importants ont été réalisés en ce qui concerne le dépistage précoce, le diagnostic et le traitement du cancer<sup>1</sup>. L'étude de l'évolution de la survie relative au cancer au cours du temps indique dans quelle mesure ces progrès augmentent la survie des cancéreux et pourraient donner une idée de l'accès de la population à ces services<sup>2</sup>. ●

Graphique 4  
Taux comparatifs<sup>†</sup> d'incidence et de mortalité, cancer du poumon, selon le sexe, Canada, 1985 à 1999



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

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

## Remerciements

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

## Références

1. Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer, 2003*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 2003.
2. M.P. Coleman, P. Babb, P. Damielcki *et al.*, *Cancer Survival Trends in England and Wales, 1971-1995: Deprivation and NHS Region* (Series SMPS No. 61), London, The Stationary Office, 1999.
3. R.J. Black, R. Sankaranarayanan et D.M. Parkin, « Interpretation of population-based cancer survival data », *Cancer Survival in Developing Countries* (IARC Scientific Publication no. 145), publié sous la direction de R. Sankaranarayanan, R.J. Black et D.M. Parkin, Lyon, Centre international de recherche sur le cancer, 1998.
4. Organisation mondiale de la Santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la 9<sup>e</sup> révision, 1975, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
5. H.S. Shannon, E. Jamieson, C. Walsh *et al.*, « Comparison of individual follow-up and computerized linkage using the Canadian Mortality Data Base », *Canadian Journal of Public Health*, 80, 1989, p. 54-57.
6. L.F. Ellison, L. Gibbons et les membres du Groupe d'analyse de la survie au cancer au Canada, « Taux relatifs de survie à cinq ans - cancers de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon », *Rapports sur la santé*, 13(1), 2001, p. 25-38 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
7. J. Estève, E. Benhamou, M. Croasdale *et al.*, « Relative survival and the estimation of net survival: elements for further discussion », *Statistics in Medicine*, 9, 1990, p. 529-538.
8. D.F. Bray, A. Brancker et O. Adams, « Tables de mortalité, Canada et provinces, 1985-1987 », *Rapports sur la santé*, 2(4), supplément n° 13, 1990 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
9. W.J. Millar et P. David, *Tables de mortalité, Canada et provinces, 1990-1992*, Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995 (Statistique Canada, n° 84-537 au catalogue).
10. D. Duchesne, P. Tully, B. Thomas *et al.*, *Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997*, Ottawa, ministre de l'Industrie, 2002 (Statistique Canada, n° 84-537 au catalogue).
11. P.W. Dickman, A. Auvinen, E.T. Voutilainen *et al.*, « Measuring social class differences in cancer patients survival: Is it necessary to control for social class differences in general population mortality? A Finnish population-based study », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52, 1998, p. 727-734.
12. J. Estève, E. Benhamou et L. Raymond, *Statistical Methods in Cancer Research. Volume IV: Descriptive Epidemiology*, (IARC Scientific Publication no. 128), Lyon, Centre international de recherche sur le cancer, 1994.
13. W.B. Du, K.S. Chia, R. Sankaranarayanan *et al.*, « Population-based survival analysis of colorectal cancer patients in Singapore, 1968-1992 », *International Journal of Cancer*, 99, 2002, p. 460-465.
14. F. Berrino, J. Estève et M.O. Coleman, « Basic issues in estimating and comparing the survival of cancer patients », *Survival of Cancer Patients in Europe: The Eurocare Study* (IARC Scientific Publication no. 132), publié sous la direction de F. Berrino, M. Dante, A. Verdecchia *et al.*, Lyon, Centre international de recherche sur le cancer, 1995, p. 1-14.
15. P.A. Wingo, L.A. Gloeckler Ries, S.L. Parker *et al.*, « Long-term cancer patient survival in the United States », *Cancer Epidemiology, Biomarkers & Prevention*, 7, 1998, p. 271-282.
16. A.S. Robbins, A.S. Whittemore et D.H. Thom, « Differences in socioeconomic status and survival among white and black men with prostate cancer », *American Journal of Epidemiology*, 151(4), 2000, p. 409-416.
17. S.E. McGregor, H.E. Bryant, R.F. Brant *et al.*, « Prevalence of PSA testing and effect of clinical indications on patterns of PSA testing in a population-based sample of Alberta men », *Chronic Diseases in Canada*, 23(3), 2002, p. 111-119.
18. I.G. Levy, L. Gibbons, J.P. Collins *et al.*, « Prostate cancer trends in Canada: rising incidence or increased detection? », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 149(5), 1993, p. 617-624.
19. A.L. Potosky, L. Kessler, G. Gridley *et al.*, « Rise in prostatic cancer incidence associated with increased use of transurethral resection », *Journal of the National Cancer Institute*, 82, 1990, p. 1624-1628.
20. F. Ederer, L.M. Axtell et S.J. Cutler, « The relative survival rate: a statistical methodology », *National Cancer Institute Monographs*, 6, 1961, p. 101-121.
21. W.J. Catalona, D.S. Smith, T.L. Ratliff *et al.*, « Detection of organ-confined prostate cancer is increased through prostate-specific antigen-based screening », *Journal of the American Medical Association*, 270(8), 1993, p. 943-954.
22. A.L. Potosky, B.A. Miller, P.C. Albertsen *et al.*, « The role of increasing detection in the rising incidence of prostate cancer », *Journal of the American Medical Association*, 273, 1995, p. 548-552.
23. L. Gibbons et C. Waters, « Cancer de la prostate : dépistage, incidence, chirurgie et mortalité », *Rapports sur la santé*, 14(3), 2003, p. 9-21 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
24. G. Gatta, R. Capocaccia, M. Coleman *et al.*, « Toward a comparison of survival in American and European cancer patients », *Cancer*, 89, 2000, p. 893-900.
25. H.G. Welch, L.M. Schwartz et S. Woloshin, « Are increasing 5-year survival rates evidence of success against cancer? », *Journal of the American Medical Association*, 283, 2000, p. 2975-2978.

26. R. Etzioni, J.M. Legler, E.J. Feuer *et al.*, « Cancer surveillance series: interpreting trends in prostate cancer—Part III: Quantifying the link between population prostate-specific antigen testing and recent declines in prostate cancer mortality », *Journal of the National Cancer Institute*, 91(12), 1999, p. 1033-1039.
27. L. Perron, L. Moore, I. Bairati *et al.*, « PSA screening and mortality », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 166(5), 2002, p. 586-591.
28. H.-O. Adami, B. Malke, L. Holmberg *et al.*, « The relation between survival and age at diagnosis in breast cancer », *New England Journal of Medicine*, 315, 1996, p. 559-563.
29. E. Yildirim, T. Dalgic et U. Berberoglu, « Prognostic significance of young age in breast cancer », *Journal of Surgical Oncology*, 74, 2000, p. 267-272.
30. E. Giovannucci et W.C. Willett, « Dietary factors and risk of colon cancer », *Annals of Medicine*, 26, 1994, p. 443-452.
31. M.L. Slattery, K.M. Boucher, B.J. Caan *et al.*, « Eating patterns and risk of colon cancer », *American Journal of Epidemiology*, 148(1), 1998, p. 4-16.
32. C.A. Tomeo, G.S. Colditz, W.C. Willett *et al.*, « Harvard report on cancer prevention. Volume 3: Prevention of colon cancer in the United States », *Cancer Causes and Control*, 10(3), 1999, p. 167-180.

## Annexe

Tableau A

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

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

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

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

<sup>†</sup> Quatre cas de cancer du poumon (2 T.N.-O., 1 Alb., 1 Man.), deux cas de cancer du sein (2 Sask.) et un cas de cancer de la prostate (T.-N.) ont également été exclus parce que la valeur de la survie était négative.

<sup>‡</sup> Québec et Nouveau-Brunswick non compris.

<sup>§</sup> Certificat de décès uniquement.

Tableau B

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

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

*Source des données* : Registre canadien du cancer

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

<sup>†</sup> Aucun cas n'a été exclu parce que la date du diagnostic était ultérieure à la date du décès.

<sup>‡</sup> Québec et Nouveau-Brunswick non compris.

<sup>§</sup> Certificat de décès uniquement.



Tableau C

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

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

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

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

<sup>†</sup> Calculé comme étant le nombre de cas CDU \* 100 / (nombre de cas admissibles + cas CDU).

‡ Québec et Nouveau-Brunswick non compris.

Tableau D

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

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

Source des données : Registre canadien du cancer

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

<sup>†</sup> Calculé comme étant le nombre de cas CDU \* 100 / (nombre de cas admissibles + cas CDU).

‡ Québec et Nouveau-Brunswick non compris.

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

Tableau E

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

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

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

