

# Taux relatifs de survie à cinq ans – cancers de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon

Larry F. Ellison, Laurie Gibbons et le Groupe d'analyse de la survie au cancer au Canada\*

## Résumé

### Objectifs

L'article présente les taux relatifs de survie à cinq ans aux cancers de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon pour les cas diagnostiqués en 1992, ainsi que la variation de ces taux selon la province.

### 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 taux provinciaux ont été normalisés (taux comparatifs) en prenant pour référence la répartition selon l'âge des personnes atteintes de la forme de cancer prise en considération. Des tests statistiques ont permis de déterminer si les taux relatifs comparatifs provinciaux de survie selon le siège devraient être considérés comme hétérogènes. (Le calcul des taux nationaux n'inclut pas le Québec.)

### Principaux résultats

Entre 15 et 99 ans, les taux relatifs de survie à cinq ans les plus élevés ont trait au cancer de la prostate (88 %) et les plus faibles, au cancer du poumon (17 %, femmes; 14 %, hommes). Les taux relatifs de survie aux cancers de la prostate, du sein et du poumon chez l'homme varient selon la province. Pour le cancer du côlon et du rectum, la variation des taux relatifs de survie selon la province est faible.

## Mots-clés

Analyse de survie, taux 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. Les membres du Groupe d'analyse de la survie au cancer au Canada sont associés à divers ministères et registres provinciaux du cancer.

En général, l'incidence (nombre de nouveaux cas diagnostiqués durant une année de référence), la mortalité (nombre de décès imputables au cancer) et la survie à cinq ans (c'est-à-dire cinq années après le diagnostic) sont les trois principaux indicateurs utilisés pour évaluer le fardeau que fait peser le cancer sur une population. Alors que l'incidence du cancer et la mortalité due à cette maladie donnent une idée de l'efficacité des stratégies de santé publique visant à réduire le fardeau de la maladie, la durée de la survie après le diagnostic sert ordinairement à évaluer le traitement administré à certains cancéreux dans le cadre d'essais cliniques. Toutefois, la comparaison des taux de survie au cancer calculés pour deux grands groupes de population pourrait aussi fournir des éclaircissements sur l'évolution des courbes de diagnostic, l'adoption de stratégies de dépistage précoce et l'accès de la population générale à des traitements efficaces<sup>1,2</sup>.

\* Les membres du Groupe d'analyse de la survie au cancer au Canada sont Ron Dewar, Douglas Dover, Juanita Hatcher, Eric Holowaty, Erich Kliewer, Loraine Marrette, Diane Nishri, Norm Phillips, Donna Turner, Anne-Marie Ugnat et Ghislaine Villeneuve.

## Techniques d'analyse

Tous les cas de tumeur invasive diagnostiqués en 1992 et qui, en date du 20 décembre 1999, figuraient au Registre canadien du cancer (RCC) ont été inclus dans le fichier d'analyse. Un couplage interne des enregistrements a permis de repérer et de supprimer les enregistrements en double. Puis, on a déterminé le statut vital au cours des cinq premières années du suivi 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. Bien que le couplage informatisé des enregistrements aux fins de suivi ne permette pas de confirmer catégoriquement la complétude du dépistage des cas de décès, une étude antérieure fondée parallèlement sur un suivi actif et sur le système informatisé de couplage des enregistrements employé pour la présente analyse a montré que ce dernier donnait des résultats comparables, voire supérieurs, à ceux du suivi actif<sup>3</sup>.

Pour les patients chez lesquels on avait diagnostiqué plus d'une tumeur invasive en 1992, seul l'enregistrement portant la date de diagnostic la plus ancienne a été retenu. Les enregistrements correspondant à des patients chez lesquels on avait diagnostiqué une tumeur primaire invasive avant 1992 ont été exclus. Pour obtenir les antécédents pour la période allant de 1969 à 1992, on a procédé au couplage des données du RCC recueillies pour 1992 à celles du Système national de déclaration des cas de cancer selon la région (Colombie-Britannique et le Nord; Alberta et Saskatchewan; Manitoba et région Atlantique.) Pour l'Ontario, on s'est servi du numéro provincial de série des tumeurs pour déterminer, pour chaque patient, si une tumeur primaire invasive avait été diagnostiquée avant 1992.

L'analyse a été limitée aux cas de cancer de la prostate, du sein chez la femme, du côlon et du rectum, et du poumon. 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. La majorité des enregistrements rejetés correspondaient à des cas diagnostiqués par autopsie ou d'après le CDU (voir les tableaux A et B à l'annexe A). Les données pour le Québec ont été exclues du calcul des estimations nationales et sont présentées séparément (voir Limites et l'annexe B).

En général, on a calculé la durée de la survie par différence, exprimée en jours, entre la date du diagnostic et la date de la dernière observation (date du décès ou 31 décembre 1997, selon l'événement survenant le premier), jusqu'à un maximum de cinq ans. Pour un

faible pourcentage de sujets (2,6 %) pour lesquels les données sur le jour/mois du diagnostic (événement 1) et/ou le jour/mois du décès (événement 2) manquaient, on a estimé la durée de la survie (voir le tableau C à l'annexe A). Pour les décès déclarés par un registre provincial, mais non confirmés par couplage des enregistrements à ceux de la Base canadienne de données sur la mortalité, on a supposé que la date du décès coïncidait avec la date de transmission de l'enregistrement par le registre déclarant. Ces cas, qui représentent 0,7 % du nombre total de décès, sont ventilés comme suit : Terre-Neuve (7), Nouvelle-Écosse (1), Nouveau-Brunswick (10), Ontario (69), Manitoba (9), Saskatchewan (11), Alberta (10) et Colombie-Britannique (33).

L'analyse a été réalisée au moyen du module *strel*<sup>4,5</sup>, c'est-à-dire un module programmable par l'utilisateur qui applique la méthode du maximum de vraisemblance d'Estève<sup>6</sup>, contenu dans le progiciel STATA 6.0. 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). L'exclusion des sujets dont la durée de survie réellement enregistrée était nulle aurait eu tendance à gonfler les estimations de la survie relative<sup>5</sup>. Les intervalles de confiance de 95 % sont présentés en plus des estimations ponctuelles de la survie relative afin de faire ressortir la stabilité, ou le manque de stabilité, de ces estimations.

Pour estimer le taux relatif de survie, on doit comparer les taux observés et prévus de survie. Les taux prévus de survie utilisés pour calculer les taux relatifs de survie nationaux et provinciaux ont été calculés par année d'âge jusqu'à 85 ans, d'après les tables provinciales de survie selon l'âge (de 1990 à 1992) fournies par Statistique Canada<sup>7</sup>. Chaque table a été prolongée jusqu'à l'âge de 99 ans selon la méthode proposée par Dickman *et al.*<sup>8</sup>

Les décès ont été regroupés en intervalles de longueur arbitraire selon la méthode actuarielle appliquée pour l'analyse de survie : trois mois pour la première année de suivi, puis six mois pour les quatre années suivantes, ce qui donne, en tout, 12 intervalles. Comme le module *strel* ne produit pas d'estimation de la survie lorsque le nombre d'intervalles excède le nombre de nouveaux cas, il a parfois fallu réduire le nombre d'intervalles.

On a calculé les taux comparatifs (normalisés selon l'âge) pour un siège particulier de cancer par pondération des taux selon l'âge d'après la répartition selon l'âge des patients admissibles chez lesquels avait été diagnostiquée la forme de cancer étudiée (voir le tableau D à l'annexe A pour les chiffres types de population). Par exemple, la population type de cancéreux pour toute analyse (à

## Techniques d'analyse - fin

l'échelle nationale ou provinciale) de la survie au cancer du poumon comprend les personnes atteintes d'un cancer du poumon répondant aux critères d'admissibilité à l'étude. Une autre façon de définir la population type de cancéreux consisterait à se servir de la répartition selon l'âge de tous les patients admissibles à l'étude chez lesquels une tumeur a été diagnostiquée en 1992 quel qu'en soit le siège. Cette approche permettrait de comparer directement les taux normalisés de survie calculés pour tous les sièges de cancer, mais elle produirait des taux comparatifs de survie qui diffèrent fortement des taux non normalisés parce que la répartition selon l'âge des patients peut varier considérablement selon le siège du cancer<sup>5</sup>. Dans deux situations — cancer de la prostate chez les 15 à 54 ans à Terre-Neuve et au Manitoba —, aucun décès n'a eu lieu au cours des cinq années de suivi, si bien que, pour calculer les taux normalisés selon l'âge, on a fusionné les groupes des 15 à 54 ans et de 55 à 64 ans. Les intervalles de confiance des taux normalisés selon l'âge ont été calculés par transformation

bilogarithmique.

Des tests d'hétérogénéité ont été effectués pour déterminer si les taux relatifs comparatifs provinciaux de survie, en tant que groupe, pouvaient être considérés comme homogènes, en ce sens qu'ils pourraient différer l'un de l'autre par variation aléatoire, ou s'ils devraient être considérés comme hétérogènes, en ce sens que la variation aléatoire n'explique vraisemblablement pas les écarts. Les tests ont été réalisés selon la méthode de pondération<sup>9</sup> pour chacune des six combinaisons siège cancer-sexe. Le test suppose que la transformation bilogarithmique des taux relatifs comparatifs de survie obéit à la loi normale et que la variance, estimée par la variance de la transformation bilogarithmique des taux relatifs comparatifs de survie, est connue. Dans chaque cas, on a comparé la statistique du test du chi carré à la valeur critique de 14,07 fondée sur un test unilatéral, avec alpha fixé à 0,05 et sept degrés de liberté.

Le calcul des taux relatifs de survie est la méthode préférée d'analyse de la survie au cancer dans le contexte des études de population. Elle consiste à comparer la survie observée pour un groupe de cancéreux à la survie prévue des membres de la population générale ayant les mêmes caractéristiques, dont le sexe, l'âge et la province de résidence. Comme le taux de survie selon le siège de cancer, le taux relatif de survie donne une mesure du risque excédentaire de décès imputable au cancer, mais son calcul ne nécessite aucun renseignement sur les causes de décès.

Le présent article décrit les taux relatifs de survie à cinq ans, selon l'âge et le sexe, pour les quatre principaux sièges de cancer au Canada en 1992, à savoir la prostate, le sein, le côlon et le rectum, et le poumon. On y présente aussi les taux relatifs de survie selon la province, ainsi que les résultats des analyses effectuées pour déterminer si les écarts entre taux provinciaux sont statistiquement significatifs (voir *Techniques d'analyse, Sources des données et Limites*).

### Taux les plus élevés pour les cancers de la prostate et du sein

Les taux relatifs de survie à cinq ans les plus élevés sont ceux calculés pour les cancers de la prostate et du sein (tableau 1). La probabilité que les hommes chez lesquels on avait diagnostiqué un cancer de la prostate en 1992 vivent encore cinq ans correspondait à 88 % de celle observée pour la population générale d'hommes du même âge vivant dans la même province. La probabilité que les femmes chez lesquelles on avait diagnostiqué un cancer du sein en 1992 vivent encore cinq ans était égale à 82 % de celle observée pour la population générale de femmes ayant les mêmes caractéristiques. Pour le cancer du côlon et du rectum, le taux relatif de survie des hommes était de 56 % et celui des femmes, de 59 %. Comparativement, les taux relatifs de survie au cancer du poumon étaient faibles : 14 % pour les hommes et 17 % pour les femmes.

### Le profil selon l'âge varie

Le profil du taux relatif de survie selon l'âge varie en fonction du siège du cancer. Chez les hommes

Tableau 1

Taux relatifs de survie à cinq ans pour les cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués en 1992, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada<sup>†</sup>

Siège du cancer/ groupe d'âge	Hommes				Siège du cancer/ groupe d'âge	Femmes			
	Taux relatif de survie %	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès <sup>‡</sup>		Taux relatif de survie %	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès <sup>‡</sup>
<b>Prostate</b>					<b>Sein</b>				
15 à 54 ans	81	75 - 85	242	53	15 à 39 ans	73	70 - 77	663	178
55 à 64 ans	89	87 - 91	1 947	363	40 à 49 ans	83	81 - 85	1 947	345
65 à 74 ans	89	88 - 91	4 752	1 273	50 à 59 ans	83	81 - 84	2 107	410
75 à 84 ans	86	83 - 88	3 585	1 663	60 à 69 ans	83	81 - 84	2 749	620
85 à 99 ans	67	58 - 75	763	577	70 à 79 ans	86	83 - 88	2 405	674
15 à 99 ans	88	87 - 89	11 289	3 929	80 à 99 ans	78	72 - 82	1 137	623
<b>Côlon et rectum</b>					<b>Côlon et rectum</b>				
15 à 49 ans	58	53 - 63	424	182	15 à 49 ans	64	58 - 68	362	134
50 à 59 ans	59	56 - 63	828	361	50 à 59 ans	64	59 - 68	551	210
60 à 69 ans	56	54 - 59	1 647	827	60 à 69 ans	62	59 - 65	1 127	477
70 à 79 ans	56	53 - 60	1 673	976	70 à 79 ans	59	56 - 62	1 389	703
80 à 99 ans	50	44 - 56	786	594	80 à 99 ans	52	47 - 56	1 076	752
15 à 99 ans	56	55 - 58	5 358	2 940	15 à 99 ans	59	57 - 61	4 505	2 276
<b>Poumon</b>					<b>Poumon</b>				
15 à 49 ans	17	14 - 21	409	340	15 à 49 ans	24	20 - 29	402	305
50 à 59 ans	16	14 - 18	1 041	881	50 à 59 ans	20	17 - 23	684	549
60 à 69 ans	15	13 - 16	2 464	2 147	60 à 69 ans	17	15 - 20	1 291	1,081
70 à 79 ans	13	12 - 15	2 196	1 980	70 à 79 ans	15	13 - 17	1 142	995
80 à 99 ans	8	5 - 11	743	713	80 à 99 ans	10	7 - 14	410	384
15 à 99 ans	14	13 - 15	6 853	6 061	15 à 99 ans	17	16 - 19	3 929	3 314

Source des données : Registre canadien du cancer

<sup>†</sup> Québec non compris.

<sup>‡</sup> Dans les cinq premières années du suivi.

### Sources de données

Les données sur l'incidence du cancer proviennent du Registre canadien du cancer (RCC), base de données qui contient des renseignements fondés sur les rapports transmis par les registres provinciaux et territoriaux du cancer depuis 1992. Cette base de données, qui est tenue à jour par Statistique Canada, fait suite au Système national de déclaration des cas de cancer qui contient les données recueillies de 1969 à 1991. Les données sur la mortalité proviennent de la Base canadienne des 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. On s'est également servi des tables de survie établies par Statistique Canada pour le Canada et les provinces.

de 55 à 64 ans et de 65 à 74 ans, le taux relatif de survie au cancer de la prostate est de 89 %. Par contre, le pronostic est plus sombre pour les hommes plus jeunes et plus âgés. Pour les malades de 15 à 54 ans, le taux relatif de survie à cinq ans est de 81 %, et pour ceux de 85 à 99 ans, de 67 % (tableau 1). La survie au cancer de la prostate est, selon d'autres études, moins bonne chez les hommes jeunes<sup>10,11</sup>, situation qui pourrait tenir aux caractéristiques biologiques des tumeurs de la prostate observées chez ces derniers<sup>11</sup>. Certaines études indiquent aussi que l'adoption de modalités thérapeutiques énergiques est moins probable chez les hommes très âgés<sup>10,12</sup>, même si l'on tient compte de l'effet de la comorbidité<sup>12</sup>.

De même, la survie au cancer du sein est nettement moins longue chez les femmes qui étaient très jeunes ou très âgées au moment du diagnostic. Chez les malades de 15 à 39 ans, le taux relatif de

## Limites

Les registres provinciaux et territoriaux du cancer n'appliquent pas tous les mêmes méthodes de collecte des données et d'enregistrement des tumeurs primaires multiples (plusieurs tumeurs primaires diagnostiquées). La proportion de cas fondés sur le « certificat de décès uniquement » (cas CDU) et la vigueur des mesures de suivi varient aussi selon la province ou le territoire. Par exemple, les cas de cancer sont sous-dénombrés à Terre-Neuve; l'Alberta procède à un suivi énergique des cas CDU; en Ontario, le processus d'enregistrement des tumeurs est passif, puisqu'il se fonde presque entièrement sur des enregistrements de données recueillies à d'autres fins; enfin, Terre-Neuve ne se sert pas des renseignements provenant des bureaux de l'état civil pour mettre à jour la base de données de son registre du cancer.

Les données du Québec n'ont pas été incluses dans le calcul des taux relatifs nationaux de survie à cinq ans, car la méthode de confirmation de la date du diagnostic de la tumeur appliquée par cette province diffère considérablement de celle suivie par les autres registres provinciaux/territoriaux du cancer. Alors que les autres provinces s'appuient sur diverses sources de données (rapports d'anatomo-pathologie, rapports de laboratoire, etc.) pour confirmer la date du diagnostic des nouveaux cas de cancer, le Fichier des tumeurs du Québec se fonde uniquement sur les dossiers de sortie des hôpitaux. Par conséquent, la durée de la survie de toute personne dont la tumeur a été diagnostiquée originellement en-dehors de l'hôpital et, en fait, de toute personne dont la tumeur a été diagnostiquée à l'hôpital, serait sous-estimée parce que la date de diagnostic enregistrée dans le Fichier des tumeurs serait la date de sortie de l'hôpital. (Les taux relatifs de survie à cinq ans calculés pour le Québec sont présentés à l'annexe B).

Les cas pour lesquels le diagnostic a été posé à l'extérieur du Québec, mais pour lesquels le décès du malade a eu lieu dans cette province, n'ont pu être repérés par couplage des enregistrements de décès à l'échelon national, parce qu'aucune entente légale permettant l'échange de renseignements entre le Québec et les autres provinces ou territoires n'a été signée. Par conséquent, les taux de survie estimés pour les provinces visées pourraient être légèrement surestimés.

Les résultats ne sont pas présentés pour l'Île-du-Prince-Édouard, le Yukon ni les Territoires du Nord-Ouest, car le nombre de cas n'était pas suffisant pour permettre l'analyse. Cependant, les estimations des taux nationaux tiennent compte des cas enregistrés dans ces régions. Pour l'Île-du-Prince-Édouard, le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest, les taux prévus de survie ont été dérivés des 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 de la population. Cette mesure ne devrait pas biaiser les estimations nationales, puisque ces trois régions regroupées représentent à peine 0,9 % des cas admissibles pour l'analyse.

Bien que quelques provinces recueillent des renseignements sur le stade de la maladie au moment du diagnostic, ces données ne figurent pas dans le Registre canadien du cancer. Si l'on disposait de ce genre d'information, le calcul des taux de survie selon le stade de la tumeur renseignerait sur l'efficacité et l'utilisation du dépistage précoce du cancer. En attendant que des données sur le stade des tumeurs soient disponibles à l'échelle nationale, on ne peut faire des inférences que sur les effets éventuels conjugués du moment du diagnostic et du traitement.

Comme le diagnostic d'une tumeur aux sièges étudiés ici est un événement rare chez les très jeunes adultes, il est important, pour de tels patients, d'envisager la possibilité d'une tumeur primaire mal codée. Cependant, moins de 0,1 % des cas de tumeur du sein, du côlon et du rectum et du poumon ont été diagnostiqués chez des personnes de 15 à 24 ans et la proportion est nulle pour le cancer de la prostate. La très faible proportion de cas enregistrés pour ce groupe signifie que les erreurs de codage du diagnostic chez les très jeunes adultes, si tant est qu'il y en ait, ont un effet négligeable sur les résultats.

À moins qu'ils n'aient été normalisés selon l'âge en prenant pour référence la même population (voir le tableau D à l'annexe A), les taux relatifs de survie calculés d'après des données provenant d'autres sources ne devraient pas être comparés à ceux présentés ici.

Les cas CDU ont été exclus du calcul des estimations du taux relatif de survie, puisque, pour ces cas, on ignore la date du diagnostic, donc la durée de la survie. 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>10</sup>. Le fait que l'on ait dû exclure les cas CDU pourrait avoir donné lieu à une augmentation des taux observés de survie, particulièrement pour les provinces où la proportion de cas CDU est forte. Cependant, la surestimation est, en général, faible<sup>10</sup>.

Les tests permettant de déterminer si l'écart entre deux taux relatifs de survie est significatif n'ont pas été effectués pour plusieurs raisons. Comparer un taux relatif provincial de survie normalisé selon l'âge pour une combinaison donnée siège du cancer-sexe au taux correspondant calculé pour le Canada ne reviendrait pas à tester deux groupes indépendants. Ce genre de test pourrait aussi comporter un très grand nombre de comparaisons multiples; par exemple, on pourrait procéder à presque 300 comparaisons par paire de sièges particuliers entre provinces uniquement. Enfin, souligner de petits écarts statistiquement significatifs, mais n'ayant aucune signification pratique, et ignorer des écarts plus importants, ayant éventuellement une plus grande signification, simplement parce qu'ils s'approchent du niveau de signification statistique mais ne l'atteignent pas, ne nous a pas paru approprié.

survie à cinq ans était de 73 %, valeur encore plus faible que les 78 % observés pour le groupe des 80 à 99 ans. En revanche, pour les femmes de 40 à 79 ans, le taux relatif de survie au cancer du sein était au moins de 83 %. Le pronostic moins favorable associé aux femmes chez lesquelles le cancer du sein se manifeste à un assez jeune âge est peut-être attribuable à certaines caractéristiques génétiques et biologiques<sup>10,14-17</sup>. Dans le cas des femmes très âgées, il se pourrait que le diagnostic soit posé à un stade plus avancé de la maladie<sup>18</sup>, stade auquel le traitement est souvent moins efficace. Les médecins hésitent peut-être aussi à recourir à un traitement énergique chez les femmes âgées dont la santé est parfois fragile et qui peuvent présenter d'autres problèmes de santé<sup>12,18,19</sup>.

Aussi bien chez l'homme que chez la femme, le taux relatif de survie au cancer du côlon et du rectum varie peu selon l'âge. Si l'on passe du groupe des 15 à 49 ans à celui des 70 à 79 ans, le taux varie de 56 % à 59 % pour les hommes et diminue légèrement, pour passer de 64 % à 59 %, chez les femmes. Il baisse pour s'établir à 50 % environ pour le groupe d'âge le plus avancé (80 à 99 ans) pour les deux sexes.

Le taux relatif de survie au cancer du poumon diminue lorsque l'âge augmente, aussi bien chez l'homme que chez la femme, mais il est systématiquement plus élevé chez la femme. Chez les hommes et les femmes atteints d'un cancer du poumon, le taux relatif de survie enregistré pour le groupe des 80 à 99 ans correspond à moins de la moitié de celui calculé pour le groupe des 15 à 49 ans. Ces résultats ressemblent à ceux d'une étude américaine<sup>11</sup> qui indique également que les personnes âgées atteintes d'un cancer du poumon sont moins susceptibles que leurs homologues plus jeunes de recevoir un traitement chirurgical.

### **Variation de la survie au cancer de la prostate, du sein ou du poumon selon la province**

Les tests statistiques d'hétérogénéité montrent que les taux relatifs comparatifs (normalisés selon l'âge) de survie au cancer de la prostate, du sein ou du poumon chez l'homme varient selon la province (chi carré = 36,77, 18,83 et 21,37, respectivement).

Pour le cancer de la prostate, les taux relatifs comparatifs de survie diffèrent nettement en Colombie-Britannique et à Terre-Neuve. Pour la Colombie-Britannique, la probabilité que les hommes chez lesquels avait été diagnostiqué un cancer de la prostate en 1992 survivent cinq ans était égale à 91 % de celle observée pour la population générale d'hommes du même âge vivant dans la province (tableau 2). Pour les hommes de Terre-Neuve, le chiffre correspondant est de 67 %. Dans les autres provinces, le taux de survie au cancer de la prostate variait de 82 % à 86 %.

La variation interprovinciale des taux de survie dépend sans doute de nombreux facteurs, mais la mise en place de programmes de dépistage du cancer de la prostate par dosage de l'antigène prostatique spécifique (PSA) a donné lieu à une augmentation spectaculaire de l'incidence mesurée de cette forme de cancer au Canada<sup>20</sup> et aux États-Unis<sup>21,22</sup>. À son tour, cette hausse de l'incidence s'est assortie d'une augmentation du taux de survie<sup>2,23</sup>. En Saskatchewan, de 1990 à 1994, les taux de dépistage par dosage du PSA et d'incidence du cancer de la prostate ont augmenté tous deux considérablement, et le taux relatif de survie à cinq ans est passé de 69 % pour la période de 1985 à 1989 à 83 % pour la période de 1990 à 1994<sup>23</sup>. Comme on ne dispose pas de données sur le dépistage par dosage du PSA pour les autres provinces, les taux provinciaux d'incidence du cancer de la prostate pour 1992 pourraient renseigner sur les taux de dépistage, donc expliquer éventuellement la variation des taux relatifs de survie observés. En 1992, c'est au Manitoba et en Colombie-Britannique que le taux d'incidence du cancer de la prostate était le plus élevé, et à Terre-Neuve qu'il était le plus faible<sup>24</sup>.

Comme pour le cancer de la prostate, le taux relatif comparatif de survie au cancer du sein le plus élevé est celui calculé pour la Colombie-Britannique (85 %) et le plus faible, pour Terre-Neuve (76 %). Les différences quant à l'utilisation de la mammographie comme moyen de dépistage précoce pourraient expliquer certaines variations interprovinciales du taux de survie au cancer du sein. Selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995<sup>25</sup>, c'est en

Colombie-Britannique que la proportion de femmes de 40 ans et plus qui ont dit avoir déjà subi un examen mammographique était la plus élevée (69 %) et à Terre-Neuve qu'elle était la plus faible (43 %).

L'absence de données nationales sur le stade du cancer au moment du diagnostic rend impossible la détermination précise de l'effet qu'ont le dépistage et le diagnostic précoce sur la survie au cancer.

Pour les hommes atteints d'un cancer du poumon, le taux relatif comparatif de survie à cinq ans varie de 12 % à 15 %, selon la province, sauf pour la Saskatchewan (8 %) et l'Alberta (10 %). Chez les femmes, le taux de survie au cancer du poumon varie de 11 % au Nouveau-Brunswick à 20 % à Terre-Neuve; cependant, dans l'ensemble, les écarts interprovinciaux ne sont pas statistiquement

Tableau 2

**Taux relatifs comparatifs<sup>†</sup> de survie à cinq ans pour les cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués en 1992, groupe des 15 à 99 ans, selon le sexe et la province**

Siège du cancer	Hommes				Siège du cancer	Femmes			
	Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès <sup>§</sup>		Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès <sup>§</sup>
	%				%				
<b>Prostate</b>					<b>Sein</b>				
<b>Canada<sup>†</sup></b>	<b>87</b>	<b>85 - 88</b>	<b>11 289</b>	<b>3 929</b>	<b>Canada<sup>†</sup></b>	<b>82</b>	<b>81 - 83</b>	<b>11 008</b>	<b>2 850</b>
Terre-Neuve	67	55 - 77	133	65	Terre-Neuve	76	68 - 82	217	64
Nouvelle-Écosse	82	75 - 87	445	172	Nouvelle-Écosse	84	79 - 88	456	110
Nouveau-Brunswick	83	76 - 89	408	145	Nouveau-Brunswick	77	71 - 82	345	102
Ontario	86	84 - 88	5 363	1 889	Ontario	82	81 - 83	5 688	1 468
Manitoba	85	80 - 89	842	314	Manitoba	79	74 - 83	580	176
Saskatchewan	83	77 - 87	621	230	Saskatchewan	83	78 - 86	550	147
Alberta	82	78 - 85	1 084	405	Alberta	81	78 - 84	1 203	307
Colombie-Britannique	91	88 - 93	2 304	669	Colombie-Britannique	85	83 - 87	1 884	447
<b>Côlon et rectum</b>					<b>Côlon et rectum</b>				
<b>Canada<sup>†</sup></b>	<b>56</b>	<b>54 - 58</b>	<b>5 358</b>	<b>2 940</b>	<b>Canada<sup>†</sup></b>	<b>59</b>	<b>58 - 61</b>	<b>4 505</b>	<b>2 276</b>
Terre-Neuve	56	46 - 66	145	75	Terre-Neuve	56	46 - 65	135	66
Nouvelle-Écosse	54	45 - 62	237	135	Nouvelle-Écosse	56	49 - 63	243	128
Nouveau-Brunswick	47	39 - 55	192	111	Nouveau-Brunswick	52	43 - 60	178	99
Ontario	55	53 - 58	2 831	1 564	Ontario	59	57 - 61	2 339	1 191
Manitoba	53	46 - 60	303	170	Manitoba	60	53 - 66	284	139
Saskatchewan	54	46 - 61	256	144	Saskatchewan	65	56 - 72	190	87
Alberta	54	48 - 59	503	283	Alberta	55	49 - 60	379	204
Colombie-Britannique	59	54 - 63	842	426	Colombie-Britannique	61	56 - 65	705	335
<b>Poumon</b>					<b>Poumon</b>				
<b>Canada<sup>†</sup></b>	<b>14</b>	<b>13 - 15</b>	<b>6 853</b>	<b>6 061</b>	<b>Canada<sup>†</sup></b>	<b>17</b>	<b>16 - 18</b>	<b>3 929</b>	<b>3 314</b>
Terre-Neuve	13	8 - 20	136	121	Terre-Neuve	20	10 - 33	50	42
Nouvelle-Écosse	13	10 - 17	334	297	Nouvelle-Écosse	16	11 - 23	169	143
Nouveau-Brunswick	15	11 - 20	296	259	Nouveau-Brunswick	11	6 - 17	143	129
Ontario	15	14 - 16	3 765	3 290	Ontario	18	17 - 20	2 065	1 714
Manitoba	15	11 - 20	371	325	Manitoba	15	10 - 20	217	187
Saskatchewan	8	6 - 12	320	297	Saskatchewan	17	12 - 23	174	146
Alberta	10	7 - 13	607	557	Alberta	13	10 - 17	374	323
Colombie-Britannique	12	10 - 15	967	862	Colombie-Britannique	15	12 - 18	699	598

**Source des données :** Registre canadien du cancer

**Nota :** Pour les cancers de la prostate, du sein et du poumon chez l'homme, les tests d'hétérogénéité indiquent que les écarts entre les taux comparatifs de survie pour les provinces en tant que groupe sont statistiquement significatifs. Les résultats ne sont pas présentés pour l'Île-du-Prince-Édouard, le Yukon ni les Territoires du Nord-Ouest, car le nombre de cas n'était pas suffisant pour permettre l'analyse. Cependant, les estimations des taux nationaux tiennent compte des cas enregistrés dans ces régions.

<sup>†</sup> Normalisés selon l'âge en prenant pour référence la répartition selon l'âge des cas enregistrés au Canada en 1992 pour le siège de cancer étudié (voir le tableau D à l'annexe A).

<sup>‡</sup> Québec non compris.

<sup>§</sup> Dans les cinq premières années du suivi.

significatifs (chi carré = 12,62). Dans chaque province, sauf au Nouveau-Brunswick, le taux observé pour les femmes est égal ou légèrement supérieur à celui observé pour les hommes. À cet égard Terre-Neuve et la Saskatchewan présentent l'écart hommes-femmes le plus important.

### **La survie au cancer du côlon et du rectum varie peu selon la province**

La variation interprovinciale du taux relatif de survie au cancer du côlon et du rectum est faible (chi carré = 7,23 pour les hommes et 8,39 pour les femmes). Le Nouveau-Brunswick enregistre les taux relatifs comparatifs les plus faibles de survie à cette forme de cancer : 47 % pour les hommes et 52 % pour les femmes. Il se pourrait que les méthodes de diagnostic et(ou) d'administration du traitement diffèrent dans cette province au point d'influer sur le taux relatif de survie à cinq ans. Dans le cas des hommes, c'est en Colombie-Britannique que le taux relatif de survie au cancer du côlon et du rectum est le plus élevé (59 %). Pour les femmes, la Saskatchewan est la province où il est le plus élevé (65 %). Cette dernière province présente en outre l'écart le plus important entre les taux calculés pour les hommes et pour les femmes.

Comme les méthodes de déclaration varient selon la province, les écarts entre les taux provinciaux de survie doivent être interprétés avec prudence (voir *Limites*). (Les taux provinciaux non normalisés sont présentés au tableau E de l'annexe A).

### **Mot de la fin**

Chez les personnes atteintes d'un cancer du poumon, le taux relatif de survie à cinq ans diminue considérablement quand l'âge augmente, résultat qui pourrait témoigner de l'hésitation à recourir à un traitement énergique chez les patients âgés. Les taux relatifs de survie au cancer de la prostate ou au cancer du sein observés pour les groupes d'âge le plus jeune et le plus avancé sont également relativement faibles.

Lorsque de nouvelles méthodes de dépistage permettent aux médecins de déceler plus précocement une forme particulière de cancer, le taux de survie devrait augmenter<sup>1,2</sup>. Cependant, si le cancer est dépisté tôt, mais que le traitement n'est

pas plus efficace à un stade précoce qu'à un stade avancé, le taux de survie augmentera sans que le taux de mortalité diminue. Le cas échéant, les personnes chez lesquelles on diagnostique la maladie à un stade précoce sembleront vivre plus longtemps avec la maladie, ce qui augmentera la durée de leur survie, mais, en fait, elles ne bénéficieront pas de ce diagnostic précoce, situation que l'on nomme souvent biais de délai de dépistage (lead-time bias). D'aucuns soutiennent, en effet, que les nouvelles méthodes de diagnostic pourraient être en grande partie la cause de la variation récente de l'incidence du cancer et de la survie à ce dernier<sup>2</sup>.

Bien qu'il existe diverses techniques de dépistage précoces des tumeurs de la prostate, du côlon et du rectum et du sein, il n'est pas prouvé qu'elles réduisent toute la mortalité due à ces maladies. Le dosage du PSA permet, certes, de diagnostiquer précocement le cancer de la prostate, donc d'augmenter le taux de survie à ce cancer, mais on n'a pas encore prouvé qu'il réduit effectivement la mortalité par ce cancer. En revanche, le dépistage précoce du cancer du côlon et du rectum, avant que le polype bénin ne devienne cancéreux ou lorsque la tumeur est encore localisée dans le côlon, permet de réduire la mortalité due à cette maladie<sup>26-28</sup>. Cependant, en 1992, le dépistage du cancer du côlon et du rectum n'était pas une pratique répandue au Canada.

Les auteurs de certaines études soutiennent que la mammographie de dépistage chez les femmes de 50 à 69 ans a permis de réduire la mortalité par cancer du sein grâce au dépistage des tumeurs à un stade plus précoce où elles répondent mieux au traitement<sup>29-32</sup>. La variation du taux de dépistage par examen mammographique pourrait expliquer certains écarts entre les taux relatifs provinciaux de survie au cancer du sein.

On ignore dans quelle mesure les différences concernant l'utilisation et la diffusion du dépistage, le diagnostic et(ou) les modalités de traitement influent sur la variation interprovinciale des taux relatifs de survie à cinq ans. En fait, les raisons des écarts interprovinciaux ne sont pas évidentes et aucune tendance ne se dégage pour les expliquer. Même si ces écarts reflètent partiellement l'accès au



dépistage et le niveau de ce dernier dans les diverses régions du pays, les résultats de la présente analyse ne peuvent être considérés comme une indication de l'efficacité des tests de dépistage. ●

### Remerciements

Les auteurs remercient Rebecca Filyer pour ses travaux en vue d'étendre les tables provinciales de survie et Ingrid Friesen pour son aide en vue de résoudre les problèmes de qualité des données.

### Références

- G. Gatta, R. Capocaccia, M. Coleman *et al.*, « Toward a comparison of survival in American and European cancer patients », *Cancer* 89(4), 2000, p. 893-900.
- 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.
- H.S. Shannon, E. Jamieson, C. Walsh, *et al.* « Comparison of individual follow-up and computerized linkage using the Canadian Mortality Data Base », *Revue canadienne de santé publique*, 80, 1989, p. 54-57.
- A. Sloggett, M. Hills, B. De Stavola *et al.*, *Strel: Estimation of relative survival, 2000* [programme informatique], disponible à : Andy.Slogett@lshtm.ac.uk.
- M.P. Coleman, P. Babb, P. Damielci *et al.*, « *Cancer Survival Trends in England and Wales 1971-1995: Deprivation and NHS Region* », Series SMPS n° 61, London, The Stationery Office, 1999.
- 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.
- W.J. Millar et P. David, *Tables de mortalité, Canada et provinces, 1990-1992* (Statistique Canada, n° 84-537 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995.
- P.W. Dickman, A. Auvinen, E.T. Voutilainen *et al.*, « Measuring social class differences in cancer patient 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.
- P. Armitage et G. Berry, « *Statistical Methods in Medical Research, Third edition* », Oxford, Blackwell Science Ltd., 1994.
- 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.
- 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.
- J.S. Goodwin, J.M. Samet et W.C. Hunt, « Determinants of survival in older cancer patients », *Journal of the National Cancer Institute*, 88(15), 1996, p. 1031-1037.
- F. Berrino, J. Estève, et M.P. Coleman, « Basic issue in estimating and comparing the survival of cancer patients », In: F. Berrino, M. Dante, A. Verdecchia *et al.* « *Survival of Cancer Patients in Europe. The Eurocare Study* », IARC Scientific Publication No. 132, Lyon, International Agency for Research on Cancer, 1995, p. 1-14.
- A. de la Rochfordière, B. Asselain, F. Campana *et al.*, « Age as a prognostic factor in premenopausal breast carcinoma », *Lancet*, 341, 1993, p. 1039-1043.
- 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.
- J.N. Marcus, P. Watson, D.L. Page *et al.*, « Pathology and heredity of breast cancer in younger women », *Monograph of the National Cancer Institute*, 16, 1994, p. 23-34.
- E. Yildirim, T. Dalgıç et U. Berberoglu, « Prognostic significance of young age in breast cancer », *Journal of Surgical Oncology*, 74, 2000, p. 267-272.
- R. Yancik et L.G. Ries, « Cancer in the aged: An epidemiologic perspective on treatment issues », *Cancer*, 68, 1991, p. 2502-2510.
- D. Lazovich, E. White, D.B. Thomas *et al.*, « Underutilization of breast-conserving surgery and radiation therapy among women with stage I or II breast cancer », *Journal of the American Medical Association*, 266, 1991, p. 3433-3438.
- Institut national du cancer du Canada, *Statistiques canadiennes sur le cancer, 2001*, Toronto, Institut national du cancer du Canada, 2001.
- 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.
- S.J. Jacobsen, S.K. Katusic, E.J. Bergstralh *et al.*, « Incidence of prostate cancer diagnosis in the eras before and after serum prostate-specific antigen testing », *Journal of the American Medical Association*, 274, 1995, p. 1445-1449.
- D. Skarsgard, et J. Tonita, « Prostate cancer in Saskatchewan, before and during the PSA era », *Cancer Causes and Control*, 11, 2000, p. 79-88.
- Statistique Canada, *Registre canadien du cancer*, données non publiées, 2001.
- L.A. Gaudette, C.A. Altmayer, K.M.P. Nobrega *et al.*, « Tendances relatives à l'utilisation de la mammographie, 1981 à 1994 », *Rapports sur la santé*, 8(3), 1996, p. 19-30 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- J.S. Mandel, T.R. Church, F. Ederer *et al.*, « Colorectal cancer mortality: effectiveness of biennial screening for faecal occult blood », *Journal of the National Cancer Institute*, 91, 1999, p. 434-437.

27. J.D. Hardcastle, J.O. Chamberlain, M.H. Robinson *et al.*, « Randomised controlled trial of faecal-occult-blood screening for colorectal cancer », *Lancet*, 348, 1996, p. 1472-1477.
28. O. Kronberg, C. Fenger, J. Olsen *et al.*, « Randomised study of screening for colorectal cancer with faecal-occult-blood test », *Lancet*, 348, 1996, p. 1467-1471.
29. S. Shapiro, W. Venet, P. Strax *et al.*, « Ten-to-fourteen year effect of screening on breast cancer mortality », *Journal of the National Cancer Institute*, 69, 1982, p. 349-355.
30. S. Shapiro, W. Venet, P. Strax *et al.*, *Periodic screening for breast cancer; the Health Insurance Plan project and its sequelae, 1963-1986*, Baltimore, Maryland, Johns Hopkins University Press, 1988.
31. A.B. Miller, C.J. Baines, T. To *et al.*, « Canadian National Breast Screening Study, 2: breast detection and death rates among women 50-59 year », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 147, 1992, p. 1477-1488.
32. S.Y. Moody-Ayers, C.K. Wells et A.R. Feinstein, « Benign tumors and early detection in mammography-screened patients of a natural cohort with breast cancer », *Archives of Internal Medicine*, 160, 2000, p. 1109-1115.

## Annexe A

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 en 1992, selon la province

Limités à ...	Canada <sup>‡</sup>	T.-N.	i.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
<b>Cancer de la prostate</b>										
Première tumeur uniquement	11 413	137	83	463	410	5 407	848	628	1 090	2 339
Années de naissance et(ou) de décès connues	11 399	133	83	462	410	5 398	848	628	1 090	2 339
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	11 394	133	83	462	410	5 394	848	628	1 089	2 339
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU	11 289	133	82	445	408	5 363	842	621	1 084	2 304
<b>Cancer du sein</b>										
Première tumeur uniquement	11 095	219	66	468	346	5 730	583	551	1 203	1 910
Années de naissance et(ou) de décès connues	11 089	217	66	467	346	5 727	583	551	1 203	1 910
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	11 087	217	66	466	346	5 726	583	551	1 203	1 910
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU	11 008	217	66	456	345	5 688	580	550	1 203	1 884
<b>Cancer du côlon et du rectum</b>										
Première tumeur uniquement	10 073	285	91	514	376	5 252	601	461	888	1 592
Années de naissance et(ou) de décès connues	10 067	282	91	513	376	5 250	601	461	888	1 592
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	10 060	281	91	511	376	5 246	601	461	888	1 592
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU	9 863	280	88	480	370	5 170	587	446	882	1 547
<b>Cancer du poumon</b>										
Première tumeur uniquement	11 355	195	70	600	449	6 012	618	529	991	1 858
Années de naissance et(ou) de décès connues	11 345	190	70	600	449	6 008	618	528	991	1 858
Âge au diagnostic ≥ 15 et ≤ 99	11 339	189	70	599	449	6 005	618	528	991	1 857
Tumeur non diagnostiquée par autopsie ni par CDU	10 782	186	63	503	439	5 830	588	494	981	1 666

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.

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

‡ Québec non compris.

Tableau B  
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 en 1992, selon la province

	Canada <sup>‡</sup>	T.-N. <sup>§</sup>	i.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
<b>Cancer de la prostate</b>										
Cas admissibles + cas CDU	11 367	133	83	459	409	5 389	848	625	1 085	2 328
Cas CDU	78	...	1	14	1	26	6	4	1	24
% des cas autrement admissibles	0,7	...	1,2	3,1	0,2	0,5	0,7	0,6	0,1	1,0
<b>Cancer du sein</b>										
Cas admissibles + cas CDU	11 086	217	66	466	346	5 726	583	551	1 203	1 909
Cas CDU	78	...	0	10	1	38	3	1	0	25
% des cas autrement admissibles	0,7	...	0,0	2,1	0,3	0,7	0,5	0,2	0,0	1,3
<b>Cancer du côlon et du rectum</b>										
Cas admissibles + cas CDU	10 017	280	89	508	372	5 234	599	454	883	1 585
Cas CDU	154	...	1	28	2	64	12	8	1	38
% des cas autrement admissibles	1,5	...	1,1	5,5	0,5	1,2	2,0	1,8	0,1	2,4
<b>Cancer du poumon</b>										
Cas admissibles + cas CDU	11 235	186	65	590	441	5 990	617	517	983	1 813
Cas CDU	453	...	2	87	2	160	29	23	2	147
% des cas autrement admissibles	4,0	...	3,1	14,7	0,5	2,7	4,7	4,4	0,2	8,1

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.

† Calculé comme étant le nombre de cas diagnostiqués d'après le certificat de décès uniquement (cas CDU) \* 100 / (cas admissibles + cas CDU).

‡ Québec 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 C  
Intervalles d'estimation

Intervalle entre l'événement 2 et l'événement 1	
Date de l'événement 1	$j1/m1/a1$
Date de l'événement 2	$j2/m2/a2$
Si les deux dates sont complètes :	intervalle = $j2/m2/a2 - j1/m1/a1$
Si $j1$ manque et que les autres données sont complètes :	
Si $m1 = m2$ et $a1 = a2$	Intervalle = $\frac{1}{2} (j2/m2/a2 - 1/m1/a1)$
Sinon	Intervalle = $j2/m2/a2 - z/m1/a1$
Si $j1$ et $j2$ manquent :	
Si $m1 = m2$ et $a1 = a2$	Intervalle = 8
Sinon	Intervalle = $z/m2/a2 - z/m1/a1$
Si $j2$ manque :	
Si $m1 = m2$ et $a1 = a2$	Intervalle = $\frac{1}{2} (x/m2/a2 - j1/m1/a1)$
Sinon	Intervalle = $z/m2/a2 - j1/m1/a1$
Si $j1$ et $m1$ manquent :	
$a1 = a2$	Intervalle = $\frac{1}{2} (j2/m2/a2 - 1/1/a1)$
$a1 < a2$	Intervalle = $j2/m2/a2 - 2/7/a1$
Si $j2$ et $m2$ manquent :	
$a1 = a2$	Intervalle = $\frac{1}{2} (31/12/a2 - j1/m1/a1)$
$a1 < a2$	Intervalle = $2/7/a2 - j1/m1/a1$
Si $m1, j1,$ et $j2$ manquent :	
$a1 = a2$	Intervalle = $\frac{1}{2} (z/m2/a2 - 1/1/a1)$
$a1 < a2$	Intervalle = $z/m2/a2 - 2/7/a1$
Si $m2, j2,$ et $j1$ manquent :	
$a1 = a2$	Intervalle = $\frac{1}{2} (31/12/a2 - z/m1/a1)$
$a1 < a2$	Intervalle = $2/7/a2 - z/m1/a1$
Si $m1, j1, m2,$ et $j2$ manquent :	
$a1 = a2$	Intervalle = 91
$a1 < a2$	Intervalle = $365 \cdot (a2 - a1)$

**Nota :** La durée calculée de la survie devrait être arrondie au nombre entier le plus proche au besoin. Où  $x = 28, 29, 30$  ou  $31$  selon le mois et  $z = 16$  (ou  $15$  si février).

Tableau D  
Population type selon l'âge

Siège du cancer	Nombre de cas
<b>Prostate</b>	
15 à 54 ans	242
55 à 64 ans	1 947
65 à 74 ans	4 752
75 à 84 ans	3 585
85 à 99 ans	763
<b>Sein</b>	
15 à 39 ans	663
40 à 49 ans	1 947
50 à 59 ans	2 107
60 à 69 ans	2 749
70 à 79 ans	2 405
80 à 99 ans	1 137
<b>Côlon et rectum</b>	
15 à 49 ans	786
50 à 59 ans	1 379
60 à 69 ans	2 774
70 à 79 ans	3 062
80 à 99 ans	1 862
<b>Poumon</b>	
15 à 49 ans	811
50 à 59 ans	1 725
60 à 69 ans	3 755
70 à 79 ans	3 338
80 à 99 ans	1 153

**Source des données :** Registre canadien du cancer (après exclusions)

Tableau E

Taux relatifs non normalisés de survie à cinq ans pour les cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon diagnostiqués en 1992, groupe des 15 à 99 ans, selon le sexe et la province

Siège du cancer	Hommes				Femmes				
	Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès†	Siège du cancer	Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès†
	%					%			
<b>Prostate</b>					<b>Sein</b>				
Terre-Neuve	72	58 - 81	133	65	Terre-Neuve	78	71 - 84	217	64
Nouvelle-Écosse	84	77 - 89	445	172	Nouvelle-Écosse	86	81 - 89	456	110
Nouveau-Brunswick	87	80 - 92	408	145	Nouveau-Brunswick	78	73 - 83	345	102
Ontario	87	85 - 88	5 363	1 889	Ontario	82	81 - 83	5 688	1 468
Manitoba	86	82 - 90	842	314	Manitoba	80	76 - 84	580	176
Saskatchewan	85	80 - 89	621	230	Saskatchewan	84	79 - 87	550	147
Alberta	84	80 - 87	1 084	405	Alberta	81	78 - 83	1 203	307
Colombie-Britannique	93	91 - 95	2 304	669	Colombie-Britannique	85	83 - 87	1 884	447
<b>Côlon et rectum</b>					<b>Côlon et rectum</b>				
Terre-Neuve	60	50 - 69	145	75	Terre-Neuve	58	49 - 67	135	66
Nouvelle-Écosse	56	48 - 64	237	135	Nouvelle-Écosse	58	50 - 65	243	128
Nouveau-Brunswick	52	43 - 60	192	111	Nouveau-Brunswick	56	46 - 64	178	99
Ontario	56	53 - 58	2 831	1 564	Ontario	58	56 - 61	2 339	1 191
Manitoba	55	48 - 62	303	170	Manitoba	60	53 - 67	284	139
Saskatchewan	55	47 - 62	256	144	Saskatchewan	67	58 - 75	190	87
Alberta	54	49 - 59	503	283	Alberta	55	49 - 61	379	204
Colombie-Britannique	61	57 - 65	842	426	Colombie-Britannique	62	58 - 66	705	335
<b>Poumon</b>					<b>Poumon</b>				
Terre-Neuve	14	8 - 22	136	121	Terre-Neuve	17	8 - 29	50	42
Nouvelle-Écosse	14	10 - 19	334	297	Nouvelle-Écosse	17	11 - 23	169	143
Nouveau-Brunswick	15	11 - 20	296	259	Nouveau-Brunswick	11	6 - 17	143	129
Ontario	15	14 - 16	3 765	3 290	Ontario	19	17 - 21	2 065	1 714
Manitoba	16	12 - 20	371	325	Manitoba	15	11 - 21	217	187
Saskatchewan	9	6 - 13	320	297	Saskatchewan	18	12 - 24	174	146
Alberta	10	8 - 13	607	557	Alberta	15	11 - 19	374	323
Colombie-Britannique	13	11 - 16	967	862	Colombie-Britannique	16	13 - 19	699	598

Source des données : Registre canadien du cancer

† Dans les cinq premières années du suivi.

## Annexe B

### Taux relatifs de survie à cinq ans, Québec

Les taux relatifs de survie à cinq ans pour le Québec sont présentés séparément parce que la méthode suivie par cette province pour confirmer la date du diagnostic des tumeurs diffère suffisamment de celle appliquée par les autres provinces pour rendre

#### Taux relatifs non normalisés de survie à cinq ans pour les cas de cancer de la prostate, du sein, du côlon et du rectum et du poumon diagnostiqués en 1992, groupe des 15 à 99 ans, Québec

Siège du cancer	Taux relatif de survie	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de cas	Nombre de décès
	%			
Prostate	88	85 - 90	2 702	953
Sein	82	80 - 83	3 579	931
Côlon et rectum				
Hommes	61	58 - 63	1 698	869
Femmes	61	58 - 64	1 619	782
Poumon				
Hommes	23	22 - 25	2 545	2 050
Femmes	26	23 - 29	1 203	919

Source de données : Registre canadien du cancer

impossible la comparaison des données du Québec à celles des autres provinces (voir *Limites*).

On a appliqué aux données du Québec les mêmes critères d'exclusion que ceux décrits dans le présent rapport (voir *Techniques d'analyse*). Les renseignements permettant de déterminer si une tumeur primaire invasive avait été diagnostiquée chez un patient avant 1992 ont été tirés directement du Fichier des tumeurs du Québec. Les dates de naissance et de décès étaient enregistrées pour tous les cas; un cas de cancer du côlon et du rectum pour lequel l'âge au moment du diagnostic était en-dehors de la fourchette de 15 à 99 ans a été exclu; aucun cas n'avait été dépisté par autopsie. Comme le Fichier des tumeurs du Québec

n'est pas mis à jour d'après les données de l'état civil, aucun cas n'a été exclu parce que le diagnostic avait été posé d'après le certificat de décès uniquement (CDU). Toutefois, deux cas de cancer du côlon et du rectum et 11 cas de cancer du poumon ont été exclus parce que la date enregistrée du diagnostic de la tumeur était ultérieure à la date du décès.

Le Fichier des tumeurs du Québec se fonde uniquement sur les dossiers de sortie des hôpitaux pour repérer les nouveaux cas de cancer. Donc, une personne chez laquelle on a diagnostiqué une tumeur hors d'un hôpital ne sera enregistrée dans le Fichier en tant que nouveau cas que si elle est hospitalisée et que le dossier de sortie mentionne le diagnostic d'une tumeur. Comme il est impossible de déterminer si les cas non enregistrés diffèrent de ceux qui le sont en ce qui concerne la survie, il est difficile de préciser quel est l'effet de ce sous-dénombrement sur les estimations de la survie.

Puisque l'enregistrement des tumeurs se fonde uniquement sur les données des dossiers de sortie des hôpitaux, si un patient est admis dans un hôpital québécois où on diagnostique une tumeur et qu'il meurt pendant son séjour à l'hôpital, la date déclarée du diagnostic coïncide avec la date du décès (date de sortie). Si l'on se limite aux cas satisfaisant par ailleurs les critères d'admission à l'étude, le Québec a enregistré 1 357 cas de cancer dont la date du diagnostic n'a pas été confirmée par autopsie ou d'après le certificat de décès uniquement (prostate : 94, sein : 93, côlon et rectum : 296 et poumon : 874). Comme, pour ces cas, la date du diagnostic se fonde exclusivement sur le dossier de sortie de l'hôpital, on ignore la date « réelle » du diagnostic. Par conséquent, ces enregistrements ont été exclus de l'analyse. À tout autre égard, les méthodes suivies pour analyser les données du Québec sont les mêmes que celles utilisées pour les données provenant des autres provinces (voir *Techniques d'analyse*). ●